



Universidade de Brasília

FACE – Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da  
Informação e Documentação

Departamento de Economia

**A validade da teoria da paridade do poder de compra no Brasil: janeiro de 1999  
a outubro de 2017**

Larissa Gomes Prado

Brasília - DF

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA  
FACE – DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Larissa Gomes Prado

**A validade da paridade do poder de compra no Brasil: janeiro de 1999 a  
outubro de 2017**

Monografia apresentada ao  
Departamento de Economia da  
Universidade de Brasília para obtenção  
do título de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó

Brasília – DF

Março/2018

Monografia sob o título “*A validade da teoria da paridade do poder de compra no Brasil: janeiro de 1999 a outubro de 2017*”, defendida por Larissa Gomes Prado e aprovada em 27 de março de 2018, em Brasília, Distrito Federal, pela banca examinadora constituída pelos doutores:

---

Dr. Flávio Tosi Feijó

Departamento de Economia – UnB

Orientador

---

Dra. Adriana Moreira Amado

Departamento de Economia - UnB

É concedida à Universidade de Brasília permissão para reproduzir cópias desta monografia e para emprestar ou vender tais cópias somente para propósitos acadêmicos ou científicos. O autor reserva os direitos de publicação e nenhuma parte desta tese pode ser reproduzida sem autorização por escrito do autor.

---

Larissa Gomes Prado

Aos meus pais, Neuza e Décio.

## **Resumo**

Este trabalho tem por objetivo analisar a validade da Paridade do Poder de Compra (PPC) no Brasil a partir da mudança da política cambial de câmbio fixo, utilizada até o final de 1998, para a adoção do regime de taxas de câmbio flexíveis, implantado em janeiro de 1999. Com dados mensais de janeiro de 1999 a outubro de 2017, utilizou-se a metodologia de verificação de raiz unitária para testar a PPC nas séries de taxas de câmbio real entre Brasil e Argentina, Estados Unidos e China. Os resultados obtidos, em geral, rejeitam a hipótese da PPC em relação a essas moedas mesmo desprezando os períodos considerados com quebras estruturais, como a crise de confiança ocorrida no Brasil no final de 2002, as reações à crise imobiliária americana em 2008 e, finalmente, a recessão econômica vivida pelo Brasil desde 2015. Consequentemente, as evidências empíricas aqui obtidas não demonstram a validade da existência de uma taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo para a economia brasileira no período considerado.

**Palavras-Chave:** Paridade do Poder de Compra (PPC) no Brasil; Testes de raiz unitária; Argentina; Estados Unidos; China.

## **Abstract**

This paper intends to analyse the validity of the Purchasing Power Parity (PPP) in Brazil since the change in the exchange policy from fixed exchange rate, in use up to the end of 1998, to the adoption of the flexible exchange rate policy, implemented in January of 1999. With monthly data from January of 1999 to October of 2017, a methodology of unitary root test was used to assess the PPP in real exchange rates between Brazil, Argentina, the United States and China. Results obtained, as a general conception, reject the hypothesis of the PPP when compared to these currencies even if periods of structural breakdown are not taken into account, such as the crisis of confidence that took place in Brazil at the end of 2002, the reactions to the American housing crisis and finally the economic recession in Brazil since 2015. As a consequence, the empirical evidence here obtained do not present proof of existence of a real exchange rate of balance in the long term to Brazilian economy during the period considered.

**Key words:** Purchasing Power Parity (PPP) in Brazil; Unitary root tests; Argentina; The United States; China.

## Lista de Tabelas e Gráficos

Gráfico 3.1	Balança Comercial Brasileira -----	22
Gráfico 3.2	Importação de Bens Argentinos -----	25
Gráfico 4.1	Trajetória dos índices de preços brasileiros -----	42
Gráfico 4.2	Evolução da taxa de câmbio real brasileira calculada com IPC*-----	44
Gráfico 4.3	Evolução da taxa de câmbio real brasileira calculada com IPA*-----	45
Gráfico 4.4	Trajetória do Câmbio nominal – Brasil e Argentina -----	47
Gráfico 4.5	Trajetória da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) -----	48
Gráfico 4.6	Trajetória da taxa de câmbio nominal (R\$/) -----	49
Gráfico 4.7	Trajetória da taxa de câmbio chinesa-----	50
Tabela 3.1	Dívidas e Reservas do Brasil -----	24
Tabela 5.1	Resultados dos testes de raiz unitária: Janeiro de 1999 a Outubro de 2017 -----	55
Tabela 5.2	Resultados dos testes de raiz unitária: Maio de 2003 a Junho de 2008 -----	56
Tabela 5.3	Resultados dos testes de raiz unitária: Outubro de 2009 a Julho de 2015 -----	58
Tabela 5.4	Resultados dos testes de raiz unitária: Julho de 2009 a Dezembro de 2013-----	59



## Sumário

1.	Introdução -----	10
2.	Referencial Teórico -----	13
3.	Revisão de Literatura -----	21
3.1	O câmbio e a economia brasileira -----	21
3.2	Literatura empírica para o Brasil -----	26
4.	Metodologia -----	34
4.1	Testes de raiz unitária -----	34
4.2	Descrições das variáveis e tratamento de dados -----	40
5.	Análise dos Resultados -----	52
6.	Conclusão -----	62
7.	Referências Bibliográficas -----	64
8.	Anexos-----	69

## 1. Introdução

A taxa de câmbio nominal é o preço relativo entre a moeda de dois países, enquanto que a taxa de câmbio real é o preço relativo entre os bens e serviços desses países. Em outras palavras, a taxa de câmbio nominal é uma paridade entre moedas, ao passo que a taxa de câmbio real é uma paridade entre produtos.

A teoria da paridade do poder de compra (PPC) propõe que a taxa de câmbio nominal de longo prazo se ajuste para representar os níveis de preços domésticos e internacionais. Refere-se a uma condição de arbitragem importante no estudo da economia e das finanças internacionais, e, segundo Wanzeller e Gadelha (2014), é utilizada como hipótese em modelos macroeconômicos de determinação de taxa de câmbio como um ponto de referência nas determinações de políticas econômicas. Vasconcelos e Lima Júnior (2014) ressaltam que, outra questão relacionada à importância da PPC, seria a utilização desta teoria como referência para a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo, bem como permitir avaliar o grau de desalinhamento da taxa de câmbio real. Adicionado a isto, a validade desta hipótese é requerida para a comparação da renda real entre países.

Dada à importância dessa teoria, testar a validade da PPC, em sua versão absoluta e relativa, tem sido um tema frequente na literatura internacional. Os primeiros estudos dessa agenda de pesquisa testaram a validade da PPC regredindo a taxa de câmbio em relação aos preços relativos e tentaram encontrar se o coeficiente estimado para os preços relativos era perto de um, implicando em uma relação de um para um entre a taxa de câmbio e os preços relativos<sup>1</sup>. Mas com o surgimento do teste de raiz unitária no final da década de 1970, a ênfase passou a ser testar a estacionariedade das taxas de câmbio real.

Segundo Kannebley (2003), na literatura empírica da paridade do poder de compra, é crescente o número de testes sobre a sua validade em economias em desenvolvimento. O Brasil é um caso típico dessa agenda de pesquisa. A economia brasileira passou, principalmente na década de 1980, por um problema de inflação crônico, com regras de indexação de preços, salários e taxa de câmbio. Finalmente, em 1994, com a introdução do Plano Real e a introdução do processo denominado

---

1 Trabalhos como os de Frenkel (1978), Genberg (1978) e Officer (1978).

“âncora cambial”, o país conseguiu estabilizar a economia e manter a taxa de inflação controlada. Porém, em meados de janeiro de 1999, com a crise cambial e a dificuldade da economia em manter a taxa de câmbio valorizada, o Brasil passou a adotar a política de manter a taxa de câmbio flutuante.

Em geral, os trabalhos empíricos para o caso brasileiro, analisam a validade da hipótese considerando ou um período que vai até a implementação do plano real (até 1994), como por exemplo, Rossi (1996); Vasconcelos, Vasconcelos e Lima (1999); Marçal, Pereira e Santos Filho (2003); ou pós plano-real (a partir de 1994), como Feijó e Morales (2008) e Wanzeller e Gadelha (2014). Simões e Marçal (2012) também expõem que a literatura brasileira, normalmente, foca na relação Brasil-Estados Unidos e ressalta a importância da realização de testes levando em consideração os demais parceiros comerciais brasileiros.

Kannebley (2003) explicita que a validade da PPC, em sua versão absoluta, para o caso do Brasil, é controversa e os motivos para essa controversa são as diferenças nas formas de cálculo da medida de taxa de câmbio real, nos períodos considerados para as análises e das técnicas econométricas empregadas. Ele ainda observa que poucos autores levam em consideração a relação entre os fatos econômicos relevantes no período e a definição dos caminhos da medida de taxa de câmbio real, calculadas a partir de diferentes índices de preços.

Diante do exposto, esse estudo propõe o seguinte problema de pesquisa: O período caracterizado pelo regime de taxa de câmbio flutuante e uma abertura maior ao comércio internacional, que se iniciou no final da década de 1980, pode ter tido efeito sobre a verificação empírica da PPC? O estudo sobre a paridade do poder de compra é um tema relevante ao atual debate acadêmico com importantes implicações de política econômica, uma vez que a PPC está relacionada com o canal da taxa de câmbio que é um dos mecanismos de transmissão da política monetária, o que afeta a interação entre as autoridades fiscal e monetária.

Logo, o presente estudo tem por objetivo geral verificar a validade da PPC, em sua forma absoluta, para a economia brasileira em relação à Argentina, China e Estados Unidos, no período de janeiro de 1999, mês em que foi alterada a política

cambial, a outubro de 2017, para o caso da China e Estados Unidos, e outubro de 2015, para o caso da Argentina.

Para atingir tal finalidade, propõem-se como objetivos específicos uma intensa revisão de literatura teórica e empírica, detalhando os eventos importantes que aconteceram durante o período analisado. Para testar a validade da teoria, foi utilizado testes de raiz unitária, os quais se mostram apropriados para verificar o caráter de reversibilidade à média e, portanto, a estacionariedade da taxa de câmbio real em nível. Tais testes foram realizados na amostra completa e em sub-amostras, desconsiderando os períodos visualmente candidatos a serem quebras estruturais. Caso se deduza que a série da taxa de câmbio real seja  $I(0)$ , então a hipótese da PPC é válida para o caso brasileiro.

Os resultados aqui obtidos rejeitaram a validade da hipótese da paridade do poder de compra, em sua versão absoluta, em relação ao renmimbi (moeda chinesa) e ao dólar americano e, em relação ao peso argentino, os resultados são inconclusivos. Dessa forma, não foram observadas evidências empíricas para a existência de uma taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo na economia brasileira no período analisado.

Este trabalho está dividido em seis capítulos, além de um conjunto de anexos. O primeiro capítulo, do qual faz parte esta introdução, estabelece a questão empírica a ser estudada. Nos dois próximos capítulos é especificada a teoria a ser testada e é apresentada uma revisão de literatura empírica para os dados brasileiros. No capítulo 4, descreve-se a estratégia empírica a ser utilizada. O quinto capítulo é dedicado à descrição das variáveis a serem utilizadas neste estudo e ao tratamento dos dados. O sexto capítulo reporta os resultados obtidos. Finalmente, o sétimo capítulo conclui o estudo.

## 2. Referencial Teórico

A lei do preço único (LPU) afirma que, em mercados concorrentes, sem a incidência de custos de transporte e barreiras oficiais ao comércio, bens iguais comercializados em países diversos devem ser vendidos pelo mesmo preço quando seus preços são definidos na mesma moeda. A lei do preço único é representada segundo a equação abaixo:

$$P_{i,t} = E_t P_{i,t}^* \quad (1)$$

em que  $E_t$  é a taxa de câmbio nominal<sup>2</sup>,  $P_{i,t}^*$  é o preço do bem  $i$  no tempo  $t$  na moeda estrangeira e  $P_{i,t}$  é o preço do bem  $i$  na moeda nacional no tempo  $t$ .

A teoria da paridade de poder de compra (PPC) é uma generalização da LPU e determina que as taxas de câmbio entre duas moedas irão se ajustar para retratar mudanças nos níveis de preços entre dois países. Segundo Krugman e Obstfeld (2009):

“A teoria da PPC prevê, portanto, que uma queda no poder de compra doméstico de uma moeda (conforme indicado por um aumento do nível de preços doméstico) estará associada a uma depreciação proporcional da moeda no mercado de câmbio. Simetricamente, a PPC prevê que um aumento no poder de compra doméstico da moeda estará associado a uma apreciação proporcional da moeda” (Krugman e Obstfeld, 2009, pág. 292).

A seguinte equação expressa essa teoria:

$$E_t = \frac{P_t^*}{P_t} \quad (2)$$

em que  $P_t$  é o preço de uma cesta de mercadorias de referência doméstica e  $P_t^*$  é o preço da mesma cesta no país estrangeiro.

Apesar de serem semelhantes, há uma diferença entre a PPC e a LPU: a lei do preço único se aplica a mercadorias individuais, enquanto a PPC se aplica a cestas de mercadorias. Se a LPU valer para todas as mercadorias, a PPC é automaticamente válida, se as cestas utilizadas para o cálculo do nível de preços entre os países forem as mesmas. Porém, os defensores da PPC argumentam que

---

<sup>2</sup> Taxa de câmbio nominal é aqui definida como a relação entre quantidade de moeda nacional em termos de uma unidade monetária estrangeira.

a teoria tem sua validade verificada, em particular por ser uma teoria de longo prazo, independe da lei do preço único ser válida ou não.

“Para eles, mesmo quando a LPU deixa de ser validada para cada mercadoria individual, os preços e as taxas de câmbio não se afastam demais da relação prevista pela PPC. Quando os bens e serviços tornam, em caráter temporário, mais caros em um país do que em outros, as demandas por sua moeda e seus produtos caem, empurrando a taxa de câmbio e os preços domésticos de volta, de acordo com a PPC. A situação oposta de produtos domésticos relativamente baratos leva, de maneira análoga, à apreciação da moeda e à inflação do nível de preços. Desse modo, a PPC afirma que, mesmo quando a LPU não é verdadeira em termos literais, as forças econômicas por trás dela acabarão ajudando a equalizar o poder de compra da moeda em todos os países” (Krugman e Obstfeld, 2009, pág.293).

A paridade do poder de compra é expressa por duas versões: absoluta e relativa. Admitindo que não exista custo de transporte e que os bens comercializáveis são homogêneos<sup>3</sup>, a versão absoluta postula que, no longo prazo, as taxas de câmbio são iguais aos níveis de preços relativos, conforme a equação

$E_t = \frac{P_t}{P_t^*}$ . Reorganizando tal equação, temos:

$$P_t = E_t P_t^* \quad (3)$$

ou seja, uma determinada cesta de bens deve ter o mesmo preço em dois países se os preços forem cotados na mesma moeda. A versão relativa aponta que a razão dos preços de um bem na mesma moeda deve ser constante ao longo do tempo. A partir da equação (3), podemos definir a taxa de câmbio real<sup>4</sup> como sendo:

$$R_t = E_t \frac{P_t^*}{P_t} \quad (4)$$

No caso da paridade de poder de compra, em sua versão relativa, a variação percentual da taxa de câmbio entre duas moedas durante um período é igual à diferença entre as variações percentuais dos níveis de preços nacionais. Essa versão determina, dessa forma, a estabilidade relativa entre os preços exteriores e os preços domésticos, quando cotados em uma mesma moeda.

---

<sup>3</sup> Bens homogêneos são bens idênticos, sem distinções. Dessa forma, é possível fazer a análise de preços dos produtos idênticos em locais distintos para se verificar se possuem ou não o mesmo preço.

<sup>4</sup> Taxa de câmbio real corresponde ao relativo de preços entre o produto nacional e o estrangeiro.

Considerando as taxas de inflação em cada país como  $\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$  e  $\pi_t^* = \frac{P_t^* - P_{t-1}^*}{P_{t-1}^*}$  e tirando o logaritmo da expressão da equação 2, , temos:

$$\Delta E_t = \pi_t^* - \pi_t \quad (5)$$

que expressa a variação percentual da taxa de câmbio nominal como a diferença na variação percentual de inflação entre duas economias.

Segundo Kannebley Júnior (2003), os desvios transitórios dessa relação são explicados por diferentes velocidades de ajustamento das taxas de câmbio, comparadas à velocidade de ajustamento de preços e salários e imperfeições de mercado. Entretanto, a PPC deixa de ser válida quando são verificados desvios permanentes dessa relação ao longo do tempo. Esses desvios são explicados por alterações estruturais da economia que produzem uma mudança correspondente nos preços relativos. A PPC, em geral, leva em consideração a existência de arbitragem em todos os serviços e bens *tradables*<sup>5</sup>. Dessa forma, a PPC pode ser não verificada no curto e médio prazo, pois a arbitragem dos bens pode ser restringida por custos de transação, tarifas ou até a presença de informação imperfeita a respeito dos preços de cada bem em cada país.

Segundo Palaia e Holand (2010), a maioria dos índices de preços inclui uma determinada proporção de bens *nontradables* que pode levar a rejeição da PPC. Outro aspecto que deve ser levado em consideração é a restrição de homogeneidade<sup>6</sup>. Formalmente, agregando todos os bens *tradables* em um determinado país, a PPC para ser válida requer que

$$\sum \alpha_i P_{i,t} = E_t \sum \alpha_i^* P_{i,t}^* \quad (6)$$

onde  $\alpha_i$  é o peso do bem  $i$  no índice de preço e supõem-se que  $\alpha_i = \alpha_i^*$ , ou seja, preferência similar entre os consumidores domésticos e estrangeiros.

Dada a ampla diversidade de resultados para análises de validade da paridade do poder de compra, testes e técnicas econométricas têm se desenvolvido.

<sup>5</sup> Bens passíveis de serem comercializados internacionalmente.

<sup>6</sup> Essa restrição requer que um aumento proporcional no preço de todos os bens de um determinado índice de preços provoque um aumento no índice na mesma proporção.

Regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO), teste de raiz unitária da taxa de câmbio real e cointegração são os mais utilizados nesse contexto.

Kannebley Júnior (2003) aponta que é comum observar a realização de testes empíricos por meio da estimação de modelos log-lineares para as equações

$$R_t = E_t \frac{P_{t,t}^*}{P_{t,t}} \text{ e } \Delta R_t = \pi_t - \pi_t^*.$$

Tomando o logaritmo neperiano da primeira equação, tem-se que a taxa de câmbio real pode ser expressa por:

$$r_t = e_t + (p_t^* - p_t) = \ln(\theta) \quad (7)$$

em que  $e_t$  representa o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal expressa em unidades de moeda nacional por moeda estrangeira,  $p_t^*$  é o logaritmo natural do nível de preços estrangeiro e  $p_t$  o logaritmo do nível de preços doméstico.

Consideremos a regressão:

$$e_t = \alpha + \beta p_t + \beta^* p_t^* + u_t \quad (8)$$

onde o termo  $u_t$  indica o erro da regressão, ou seja, representa os desvios de curto prazo da PPC<sup>7</sup>. O teste da hipótese  $\beta = 1$  e  $\beta^* = -1$  é interpretado como teste da versão absoluta, enquanto a mesma restrição com variáveis em primeira diferença expressaria a versão relativa, ou seja, a taxa de desvalorização da moeda seria igual à diferença de inflação entre os países. De acordo com Freixo e Barbosa (2004), os primeiros testes de PPC, realizados até o final da de 1970, estimavam  $\beta$  e  $\beta^*$  utilizando MQO. Esses testes não introduziam dinâmica na equação estimada, não diferenciando curto e longo prazo e como resultado indicava a rejeição da hipótese.

“As primeiras estimativas não investigavam a estacionariedade<sup>8</sup> dos resíduos da equação estimada. Se a taxa de câmbio e os preços relativos são não estacionários e não cointegram, então a equação estimada representa uma regressão espúria<sup>9</sup> e o

<sup>7</sup> Choques reais causam desvios permanentes, que invalidam a hipótese, e choques nominais causam desvios transitórios.

<sup>8</sup> Um processo é estacionário se suas médias e variâncias forem constantes ao longo do tempo e o valor de covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância entre os dois períodos.

<sup>9</sup> O termo “correlação espúria” é utilizado para descrever uma situação na qual duas variáveis são relacionadas pelas suas correlações com uma terceira variável. Na prática, suspeita-se que a regressão é espúria quando o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) é alto, mas com os resíduos da



método dos mínimos quadrados ordinários convencional é inapropriado. Entretanto, se o erro é estacionário, então uma relação linear de longo prazo existe entre taxa de câmbio e preços relativos, mas a inferência estatística convencional ainda é inválida devido ao viés presente no desvio padrão estimado” (Freixo e Barbosa, 2004, pág.81).

Ou seja, se a taxa de câmbio real apresenta um comportamento reversível na média, tal que movimentos de afastamento dessa taxa em uma trajetória de longo prazo sejam em caráter transitório, existe validade na hipótese de paridade de poder de compra.

Nesse contexto, a verificação da PPC consiste em analisar a estacionariedade da série  $r_t = e_t + (p_t^* - p_t)$ , o que geralmente é realizado por testes de raiz unitária e cointegração.

Consideremos o seguinte modelo:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

em que  $u_t$  é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses: média zero, variância constante,  $\sigma^2$ , e erro não-autocorrelacionado<sup>10</sup>. Como existe uma regressão no valor de  $Y$  no instante  $t$  sobre seu valor no instante  $t-1$ , essa equação é conhecida como uma autoregressão de primeira ordem, ou AR(1). Se o coeficiente de  $Y_{t-1}$  for igual a 1, essa situação é denominada *problema da raiz unitária*, uma situação de não-estacionariedade. Na econometria, uma série temporal que tenha uma raiz unitária é conhecida como uma série temporal de caminho aleatório, uma série não-estacionária<sup>11</sup> (Gujarati, 2000).

Dessa forma, se rodarmos a regressão da equação acima, temos:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Se diminuirmos  $Y_{t-1}$  de ambos os lados:

$$Y_t - (Y_{t-1}) = \rho Y_t - \rho(Y_{t-1}) + u_t$$

---

regressão fortemente correlacionados, isto é, com baixo valor de  $d$  (estatística do teste Durbin-Watson para autocorrelação). Em séries temporais, uma relação espúria é possível em séries que tendem a se mover na mesma direção por causa de uma tendência comum entre eles.

<sup>10</sup> Variáveis que apresentam auto-correlação ao longo do tempo, ou seja, dependência temporal dos valores sucessivos dos resíduos.

<sup>11</sup> Demonstração desse resultado encontra-se no Anexo 1, ao final do trabalho.

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

em que  $\delta = (\rho - 1)$  e  $\Delta Y_t$  é o operador de primeira diferença ( $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ).

O teste de raiz unitária consiste em testar a hipótese nula  $\delta = 0$  ou  $\rho = 1$  (há raiz unitária) e, se não for rejeitada, a série é considerada como não-estacionária. Se  $\delta = 0$ , a equação acima pode ser descrita como

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (12)$$

Dessa forma, pode-se inferir que a primeira diferença de uma série temporal com caminho aleatório ( $=u_t$ ) é uma série temporal estacionária<sup>12</sup>, ou seja, é regressiva de primeira ordem, AR(1), dado que, por hipótese,  $u_t$  é estacionário e os movimentos de afastamento da média são de caráter transitório.

A cointegração, por outro lado, postula que, dada duas séries não estacionárias e integradas de mesma ordem, elas serão cointegradas se existir uma combinação linear entre ambas que seja estacionária. Assim, a não estacionariedade de uma série será anulada pela não estacionariedade da outra e uma relação de longo prazo será estipulado entre elas (Freixo e Barbosa, 2004). A título de exemplo, se uma série Y for I(1) e outra série X for I(1), elas podem ser cointegradas<sup>13</sup>.

Para o caso da taxa de câmbio, temos a equação  $e_t = \alpha + \beta p_t - \beta^* p_t^* + u_t$ . Se  $e_t$  e  $p_t - p_t^*$  são estacionários após diferenciados  $d$  vezes, ou seja, são integrados de ordem  $d$  ou  $I(d)$ , então a combinação linear

$$u_t = e_t - \alpha - \beta p_t + \beta^* p_t^*$$

<sup>12</sup> A equação  $Y_t - Y_{t-1} = u_t$  é um processo puramente aleatório, diferentemente da equação  $Y_t = Y_{t-1} + u_t$ , em que o valor de  $Y$  no instante  $t$  é igual a seu valor no instante  $t-1$  mais um choque aleatório (Gujarati, 2000).

<sup>13</sup> Se as séries  $X$  e  $Y$  forem estacionárias depois de serem diferenciadas  $d$  vezes, em outras palavras, são integradas de ordem  $d$  ou  $I(d)$ , então a combinação linear  $n_t = Y_t + \alpha X_t$  também será estacionária quando verificarmos que o termo  $n_t$  (a combinação linear) é  $I(0)$  ou estacionário. Dessa forma, dizemos que as séries  $X$  e  $Y$  são cointegradas.

$$u_t = e_t - \alpha - \beta(p_t - p_t^*) \quad (13)$$

é estacionária se o termo  $u_t$  (desvio de curto prazo) for  $I(0)$ , ou seja, apresente reversão à média.

"Neste caso, não rejeita-se a relação de longo prazo entre as duas variáveis com uma tendência comum. Entretanto, se a hipótese de não cointegração não puder ser rejeitada, a regressão estimada é uma regressão espúria, sem significado econômico" (Freixo e Barbosa, 2004;pág.84).

A literatura nos fornece algumas explicações para que a taxa real de câmbio não seja constante no tempo. A paridade do poder de compra, a princípio, só deve ser válida para um conjunto de bens sujeito à troca internacional, visto que o livre comércio permite a arbitragem internacional dos preços corrigidos pela taxa de câmbio e sem a presença de barreiras alfandegárias e custos de transporte. Assim, essa hipótese não é aplicável a todos os bens da economia, os bens *nontradables*, por exemplo, não passam pelos efeitos da arbitragem. Como, em geral, os índices de preços incluem em sua composição uma proporção de bens *nontradables*, a PPC pode ser rejeitada por essa razão. Além disso, por se tratar de uma hipótese de longo prazo, estudos que utilizam um curto período de tempo como amostra, normalmente rejeitam a validade dessa hipótese e uma das causas apontadas é o período de tempo utilizado<sup>14</sup>.

Além disso, estudos como o de Balassa e Samuelson (1964), Meese e Rogoff (1983) e Krugman (1986)<sup>15</sup> são correntes teóricas que explicam a não validação da teoria da paridade do poder de compra. O efeito Balassa-Samuelson postula que a taxa de câmbio real não depende exclusivamente do nível de preços entre dois países, mas também do nível de produtividade entre os setores de bens *tradables* desses países. Meese e Rogoff (1983) se baseiam no fato de que os mercados financeiros são incompletos e, dessa forma, a trajetória da taxa de câmbio real é regida por um passeio aleatório, não por um modelo baseado em fundamentos macroeconômicos. Já Krugman (1986) diz que em um ambiente de competição imperfeita (comércio internacional), as empresas exportadoras não repassam aos

<sup>14</sup> Feijó e Morales (2008) e Rossi (1991), por exemplo.

<sup>15</sup> Explicações das teorias na página 26.

clientes os custos de variações cambiais, o que implica na persistência de variações de preços entre países.

A verificação dessa teoria garante a presença de uma taxa de câmbio real de equilíbrio no longo prazo, sendo de grande utilidade para os formadores de políticas econômicas assim como os agentes operantes nessa economia. Diversos trabalhos empíricos foram realizados a fim de testar essa hipótese, porém os resultados, em geral, são controversos. Novos métodos assim como frentes teóricas são estudados e desenvolvidos a fim verificar e explicar a validação ou não da teoria. Dessa forma, testes a fim de verificar a PPC ainda são comuns na literatura utilizando metodologias e dados diversos.

### 3. Revisão de literatura

Neste capítulo serão abordados, primeiramente, a importância da taxa de câmbio, como instrumento de política econômica, utilizado pelas autoridades governamentais dos países emergentes durante a década de 1990, explicitando o caso da economia brasileira que, a partir de 1999, passou a utilizar o regime de câmbio flutuante. Em seguida, é feita uma revisão de literatura empírica de estudos que utilizaram a economia brasileira como referência a fim de verificar a teoria da paridade do poder de compra, que é o objetivo principal desse trabalho.

#### 3.1 *O câmbio e a economia Brasileira*

O uso da taxa de câmbio como um elemento relevante na estratégia de desenvolvimento econômico de um conjunto de economias emergentes nos últimos anos, evidenciou a importância do câmbio e de suas flutuações para a economia. A intervenção no mercado cambial pela autoridade monetária foi uma medida de política macroeconômica comum entre países emergentes até o final da década de 1990.

Em princípio, valorizações cambiais e súbitas desvalorizações são temidas pelos seus efeitos desestabilizadores. As valorizações são temidas por seus efeitos sobre a competitividade externa da economia, principalmente em países para os quais o mercado externo é uma fonte importante de demanda agregada. Por outro lado, os processos de súbita desvalorização são temidos por seus efeitos sobre a estabilidade de preços, ou seja, a inflação.

Na primeira metade da década de 1990, os países latino-americanos e do leste asiático tiraram proveito da ampliação da liquidez internacional para realizar uma série de programas de estabilização econômica. Em um contexto de abertura comercial e excesso de oferta de moeda estrangeira, o processo conhecido como ancoragem cambial<sup>16</sup> foi uma das medidas adotadas por essas economias que conseguiram alcançar a estabilização dos preços domésticos.

Entretanto, o limite desta estratégia ficou evidente a partir da ocorrência sistemática de crises cambiais nessas economias. Após o abandono dos regimes de

---

<sup>16</sup> A âncora cambial é uma estratégia adotada pelos responsáveis pela política econômica de um país na qual o governo utiliza a taxa de câmbio para tentar controlar a inflação.

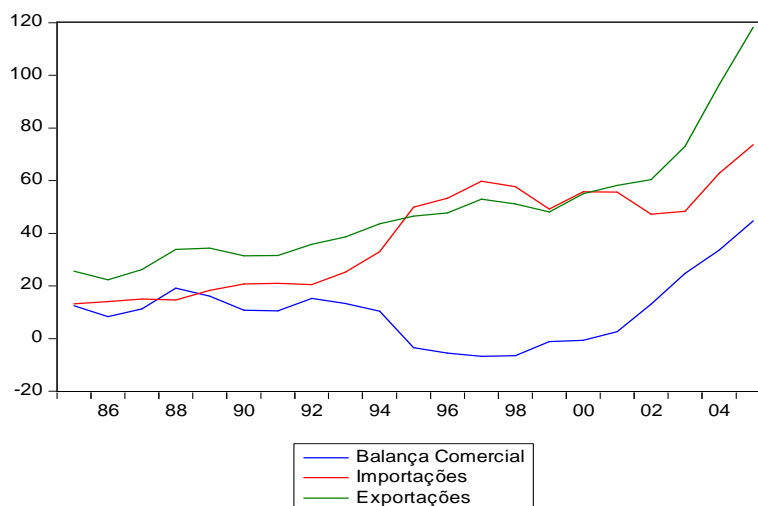
administração do câmbio, difundiu-se de forma ampliada, a utilização de regimes de câmbio flutuante.

No Brasil, por exemplo, o Plano Real, adotado em 1994, foi o plano de estabilização que obteve sucesso no que se refere ao combate à inflação. Uma das medidas adotada pela equipe econômica para manter a estabilidade de preços da economia foi preservar a taxa de câmbio valorizada<sup>17</sup>. Uma baixa taxa de câmbio, como meio de controlar a inflação, depende explicitamente de uma abertura da economia cada vez maior e, para atrair grandes volumes de capital estrangeiro, tornou-se necessário manter a taxa de juros elevada<sup>18</sup>.

Embora as baixas taxas de câmbio servissem para controlar as forças inflacionárias, elas também provocaram uma decaída na balança comercial. De acordo com o gráfico 3.1 abaixo, esta havia apresentado um superávit por mais de 10 anos, entretanto passou a ser deficitária a partir de 1995, ano em que o governo passou a adotar tais medidas, situação que se manteria até 2001 (alguns anos após o abandono da âncora cambial).

**Gráfico 3.1**

**Balança Comercial Brasileira, 1985 – 2005 (bilhões US\$)**



Fonte: Ipeadata – <http://www.ipeadata.gov.br>.

<sup>17</sup> Uma das medidas adotadas no plano real foi a implementação de um novo sistema de indexação que levaria progressivamente a uma nova moeda. Como resultado, o real foi introduzido na economia no dia 1º de Julho de 1994 e seu valor se equivalia a US\$1,00.

<sup>18</sup> Combinado com o método de âncora cambial, o governo adotou uma política monetária restritiva durante o plano real e uma das medidas comumente utilizadas é o aumento da taxa de juros.

Essa queda foi causada pela combinação do aumento das importações e a desaceleração do crescimento das exportações. Como resultado, a participação do Brasil nas exportações mundiais caiu de 1,5% no início da década de 1980 para 0,8% no final da década de 1990 (Baer, 2009).

O Plano Real foi efetivo quando se trata da questão inflacionária, porém o governo não foi capaz de promover uma reforma fiscal significativa a fim de conter os gastos do Estado. O saldo primário, segundo Baer (2009) saiu de um superávit de 4,3% do PIB em 1994 para um déficit de 0,1% do PIB em janeiro-novembro de 1998. Somado a isso, para financiar seu déficit e manter a taxa de câmbio valorizada, o governo realizava empréstimos a taxa de juros crescentes o que, por sua vez, agravava a situação fiscal e, conseqüentemente, diminuía a confiança dos investidores.

A crise do México<sup>19</sup> em 1994 e 1995 ameaçou prejudicar o Plano Real, contudo as autoridades brasileiras reagiram em março de 1995 desvalorizando o câmbio durante os três meses subsequentes e, ao mesmo tempo, as taxas de juros foram aumentadas novamente. Com a rápida solução da crise mexicana, a pressão especulativa sobre o real diminuiu permitindo que a política de câmbio valorizado fosse mantida.

Porém, com a explosão da crise asiática<sup>20</sup> em 1997 seguida pela crise da Rússia em agosto de 1998, gerou mudanças nas expectativas dos agentes que investiam no Brasil<sup>21</sup>. De acordo com Baer (2009), isso se manifestou no declínio das reservas brasileiras de US\$ 75 bilhões em agosto de 1998 para menos de US\$ 35 bilhões em janeiro de 1999 (Tabela 3.1), devido a uma fuga de capital estrangeiro investido em fundos de investimento brasileiros. Em uma tentativa de interromper esse fluxo, o governo aumentou novamente a taxa de juros, o que impactou diretamente o pagamento de juros da dívida estatal.

---

<sup>19</sup> A crise econômica no México mais conhecida como “Efeito Tequila” foi provocada pela falta de reservas internacionais, causando desvalorização da moeda corrente. Tratou-se de uma crise de balanço de pagamentos associada à especulação financeira e fuga de capitais resultante de uma crise política interna.

<sup>20</sup> A crise financeira das economias emergentes asiáticas (Tailândia, Malásia, Indonésia, Filipinas e Coreia do Sul) em 1997, assim como a crise econômica mexicana, tratou-se de uma crise de balanço de pagamentos associada à especulação financeira e fuga de capitais, porém a sua causa foi devido ao alto endividamento do setor privado e a falta de liquidez do setor financeiro interno.

<sup>21</sup> Tendo em vista as recentes crises cambiais na Ásia e na Rússia, os investidores passaram a acreditar que a desvalorização do real seria iminente.

**Tabela 3.1****Dívidas e Reservas do Brasil, 1985 – 2001 (bilhões US\$)**

<b>Ano</b>	<b>Dívida Externa Bruta</b>	<b>Reservas Líquidas</b>
<b>1984</b>	102,12	11,99
<b>1985</b>	105,17	11,60
<b>1986</b>	111,20	6,76
<b>1987</b>	121,18	7,45
<b>1988</b>	113,51	9,14
<b>1989</b>	115,50	9,67
<b>1990</b>	123,43	9,97
<b>1991</b>	123,91	9,40
<b>1992</b>	135,94	23,75
<b>1993</b>	145,72	32,21
<b>1994</b>	148,29	38,80
<b>1995</b>	159,25	51,84
<b>1996</b>	179,93	60,11
<b>1997</b>	199,99	52,17
<b>1998</b>	241,64	44,55
<b>1999</b>	241,46	36,34
<b>2000</b>	236,15	33,01
<b>2001</b>	226,06	35,86

Fonte: Ipeadata – <http://www.ipeadata.gov.br>.

Dada à situação brasileira, em novembro de 1998, com o objetivo de evitar um colapso semelhante ao que aconteceu na Ásia e na Rússia, foi criado um pacote pelo FMI, o Banco Mundial e o governo americano, para disponibilizar US\$ 41,5 bilhões para sustentar a moeda nacional.

Entretanto, em meados de janeiro de 1999, como as elevadas taxas de juros não estavam impedindo a saída de capital e, acima disso, estavam gerando uma grande recessão econômica, o governo cedeu e permitiu que a taxa de câmbio flutuasse livremente, desvalorizando a moeda em 40% nos dois primeiros meses.

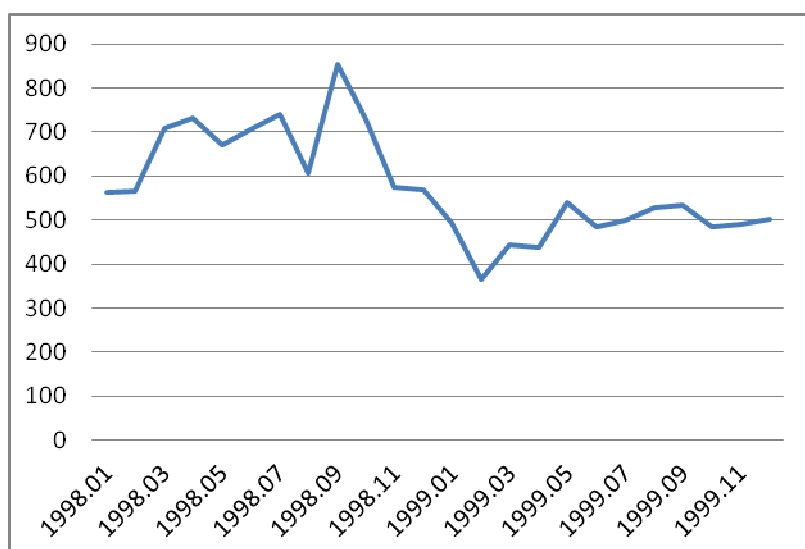


Com o câmbio desvalorizado, o Brasil, inicialmente, passou a importar menos. De acordo com os dados do Gráfico 3.1, a diferença entre os saldos de importação entre os anos de 1998 e 1999 foi de US\$ 3,2 bilhões (saldo em 1998 de US\$ 57,71 bi e em 1999 de US\$ 49,21 bi), mostrando uma reação praticamente imediata da economia a respeito do encarecimento dos produtos externos e a consequente queda da demanda por eles.

A título de exemplo, o impacto dessa queda súbita na taxa de câmbio brasileira afetou significativamente a economia argentina no que diz respeito às importações dos produtos desse país, como mostra o gráfico abaixo. Nota-se que, a partir do mês em que ocorreu a reforma cambial no Brasil (jan/1999), há uma queda acentuada nesse índice que se manteve baixa até o final do período analisado.

**Gráfico 3.2**

**Importações de bens argentinos, 1988 – 1999 (milhões de US\$)**



Fonte: Ipeadata – <http://www.ipeadata.gov.br>.

À vista do que foi exposto, percebe-se que os principais agentes econômicos, tais como a autoridade monetária, investidores externos e domésticos, importadores e exportadores, destacam em suas decisões a importância de se conhecer a evolução do patamar da taxa de câmbio real, assim como seu comportamento em longo prazo. Em geral, autores que estudam o comportamento da taxa de câmbio e as consequências para a política econômica restringem-se a um horizonte temporal

com poucas informações. Porém, uma perspectiva de longo prazo pode dar melhores indicações a respeito da movimentação da taxa cambial, dos eventuais regimes ou estados que caracterizam seu comportamento, como a alternância da política cambial adotada pelo país, e de seu padrão de reincidência no tempo.

Estudos na literatura econômica sobre o comportamento da taxa de câmbio, assim como dos determinantes e desalinhamentos de uma possível taxa de equilíbrio no longo prazo, são crescentes. A hipótese da paridade do poder de compra (PPC) garante o equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio real, sendo de grande utilidade na definição de planos de desenvolvimento econômico nos países.

### 3.2 *Literatura empírica para o Brasil*

Análises empíricas sobre o tema têm apresentado resultados controversos quanto à validade da PPC. Os primeiros testes econométricos foram realizados nos anos 1970, aplicando regressão por mínimos quadrados ordinários. Como os testes não introduziam dinâmica na equação estimada, os primeiros resultados normalmente rejeitavam a teoria. O desenvolvimento de novas técnicas econométricas nos últimos anos, como o teste de raiz unitária e de cointegração, permitiu avanços cruciais em análises de séries temporais e, conseqüentemente, nos testes que validam a paridade do poder de compra (Freixo e Barbosa, 2004). Entretanto, existem três correntes teóricas que explicam a não validação desta hipótese.

Balassa e Samuelson (1964) argumentaram que se as diferenças de produtividade internacionais são maiores ou crescem a uma taxa maior na produção de bens comercializáveis internacionalmente (*tradables*) do que na produção de bens não comercializáveis internacionalmente (*nontradables*), o preço relativo dos *nontradables* tenderá a crescer devido ao fato de ambos competirem por fatores domésticos de produção. Como resultado, a moeda do país com nível de produtividade mais alta (normalmente os países ricos) aparecerá sobrevalorizada em termos da PPC, isto é, considerando que os preços dos *tradables* tendem a se igualarem no mercado internacional, um aumento no preço relativo dos *nontradables* causa uma sobrevalorização da taxa real de câmbio. Esta é a explicação do

chamado efeito Balassa-Samuelson<sup>22</sup>. De acordo com essa teoria, a taxa de câmbio não depende única e exclusivamente do nível de preços entre os dois países, mas também reflete a diferença de nível de produtividade entre eles que indicam, inclusive, que os setores que comercializam bens no mercado interno possuem menor ganho com produtividade do que setores que negociam no mercado internacional. Quanto maior a diferença de ganho de produtividade nos dois setores, maior será o efeito Balassa-Samuelson (Wanzeller e Gadelha, 2014).

O segundo argumento teórico se baseia no fato de que os mercados financeiros seriam incompletos, de modo que a trajetória da taxa real de câmbio seria regida por um passeio aleatório. Meese e Rogoff (1983), por exemplo, introduziu a ideia de que um passeio aleatório é melhor previsor da taxa de câmbio do que modelos baseados em fundamentos macroeconômicos. Em seu trabalho, eles compararam a precisão de previsões fora da amostra para a taxa de câmbio por meio de vários modelos estruturais de séries temporais com o desempenho de um modelo simples em que a taxa de câmbio é descrita por um passeio aleatório. Os resultados obtidos mostraram que um modelo de passeio aleatório projeta a taxa de câmbio tão bem quanto ou ainda melhor que qualquer outro modelo (Wanzeller e Gadelha, 2014).

O terceiro argumento teórico foi exibido por Krugman (1986) que postula um ambiente de competição imperfeita, em que as empresas do setor de exportação não desejam repassar para os clientes os custos das variações cambiais nominais, resultando na vigência de persistentes diferenciais de preços entre países (Marques, 2011).

No Brasil, não diferentemente do restante do mundo, esse tema não é consensual, e estudos empíricos realizados para testar essa hipótese apresentam resultados divergentes em função do período amostral, da metodologia utilizada e dos índices de preços utilizados.

---

<sup>22</sup> Na prática, se o preço internacional dos bens comercializáveis aumenta (as commodities brasileiras, por exemplo), esse setor terá incentivo a se expandir pressionando a demanda por bens não comercializáveis (como trabalho e terra), esse fato eleva a remuneração desses fatores de produção e, portanto, os custos neste setor que são repassados para o preço final o que aumenta o nível de preços desse país. Por outro lado, em países com maior nível de produtividade, esse custo adicional não é verificado, portanto existe uma sobrevalorização da taxa real de câmbio em termos da PPC.

Rossi (1991), por exemplo, testa a PPC utilizando dados mensais entre 1980 e 1988 e com base nos índices de preços no atacado (IPA) para o Brasil e o *producer price index* (PPI) para os Estados Unidos, por meio do teste de cointegração de Engle e Granger. Segundo o autor,

“Seria recomendável tentar aplicar esses modelos para um período mais extenso, de tal modo que se possa formar um melhor juízo sobre a importância de cada um deles” (Rossi, 1991, pág.411).

De fato, os resultados para o estudo em questão não foram conclusivos.

Em contrapartida, Zini Jr e Cati (1993) testam a PPC em sua forma relativa para o Brasil em comparação aos Estados Unidos e a Inglaterra, com dados anuais entre 1885 e 1990 utilizando teste de raiz unitária e cointegração. Para ambos os casos não foi observada a validade da PPC.

Posteriormente, Rossi (1996) utiliza a técnica de cointegração a partir do procedimento de Johansen (1988) para estimar um modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com dados mensais de janeiro de 1980 a junho de 1994. Suas conclusões não rejeitam a hipótese da paridade do poder de compra o que é considerado surpreendente pelo autor

“pois a rigor essa teoria aplica-se a um regime com taxas de câmbio flexíveis. Não sendo esse o caso do Brasil” (Rossi, 1996, pág.175).

Utilizando a mesma técnica, Holland e Pereira (1999) também encontraram um vetor de cointegração, o que não rejeita a paridade do poder de compra. Os autores utilizaram dados mensais no período de 1974 a 1997 e, além de ter feito a análise para o período inteiro, realizaram também testes para sub-amostras compreendidas entre 1974 e 1985 e entre 1986 e 1997. Essas amostras foram subdivididas devidas às inúmeras mudanças na política econômica, caracterizada por intervenções do Estado na política cambial. Independente do período analisado, Holland e Pereira (1999) validaram a teoria da PPC.

Vasconcelos, Vasconcelos e Lima (1999) examina a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio nominal e o movimento relativo dos preços através da análise de cointegração, utilizando a metodologia de Engle e Granger no período

compreendido entre janeiro de 1980 a junho de 1994, período este caracterizado por hiperinflações pré-plano real. Assim como o estudo de Rossi (1996), que utiliza o mesmo período, as evidências indicam a validade da hipótese para a economia brasileira. Contrariamente, em estudo realizado por Marçal, Pereira e Santos Filho (2003), o resultado obtido ao testar a versão absoluta da paridade do poder de compra, utilizando dados do mesmo período, tiveram como resultado a não validação da hipótese.

Kannebley Júnior (2003) argumenta que o resultado obtido por esses autores demonstram que:

“Com a intensificação do processo inflacionário, a relação entre as variações da taxa de câmbio e o diferencial de inflação (PPC relativa) torna-se mais estreita, corroborando a hipótese de que em economias de alta inflação, ou hiperinflacionária, a possibilidade de verificação da PPC é maior”<sup>23</sup> (Kannebley Júnior, 2003, pág.743).

Com o objetivo de estudar o comportamento da taxa de câmbio real e os efeitos que essas oscilações têm nos saldos comerciais no período entre 1959 a 1996, Pastore, Blum e Pinotti (1998) utilizaram testes de raízes unitárias para testar a PPC em sua versão absoluta, como por exemplo, o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), de Philips-Perron e de Philips-Perron modificado sobre a taxa de câmbio real, usando o índice de preços ao consumidor (IPC) e o índice de preços por atacado (IPA) como deflatores. A validade é observada para o caso em que o índice IPA é utilizado. Segundo os autores, esses resultados estiveram associados à maior presença de bens *tradables* na contabilização do IPA. Para testar a PPC em sua versão relativa, o teste de cointegração proposta por Johansen (1988) foi utilizado, gerando como resultado a validação da hipótese, independente do índice utilizado, apesar de que os resultados mais robustos foram realizados quando o índice IPA foi aplicado. Ao final do estudo os autores concluíram que:

“Dependendo da definição de câmbio real utilizada, e do período amostral, existe uma relação de cointegração entre os saldos comerciais e o câmbio real. A demanda de importações mostra-se sensível ao câmbio real, às tarifas sobre importações e à

---

<sup>23</sup> Segundo Kannebley Júnior (2003), em países com alta inflação, que possuem mecanismos formais e informais de indexação introduzidos como forma de proteção dos valores reais dos ativos, o ajustamento de preços e salários é feito de forma mais rápida. Isto faz com que a convergência em direção à relação de longo prazo proposta pela PPC seja mais rápida.

renda, e as exportações mostram-se sensíveis ao câmbio real e ao tamanho do comércio internacional” (Pastore, Blum e Pinotti, 1998, pág.359).

Assim como os outros autores supracitados, Kannebley Júnior (2003) verificou a hipótese da paridade do poder de compra para o Brasil no período pré-plano real utilizando dados mensais entre 1968 e 1994. Através de uma sistematização de trabalhos sobre a PPC para o Brasil durante esse mesmo período, caracterizado por diversas alterações de política econômica, assim como das condições macroeconômicas da economia, que, conseqüentemente, estão refletidas em mudanças nas propriedades estocásticas e na presença de quebras estruturais nas séries de índices de preços nacionais e taxa de câmbio nominal, foi verificado que a influencia das quebras estruturais é menor nos testes para versão relativa da PPC comparado aos testes para a versão absoluta. Todos os testes realizados para a PPC relativa foram validados<sup>24</sup>, porém quanto aos testes da PPC absoluta os resultados são controversos. Segundo o autor:

“Diferentes autores, utilizando distintos deflatores para o cálculo da medida de taxa de câmbio real, e considerando diferentes períodos e metodologias, obtêm resultados contraditórios nos testes para essa relação. Além destes fatores diferenciadores, a contradição entre os resultados apresentados pode ser explicada pela desconsideração de fatos econômicos relevantes que introduzem quebras estruturais nas séries de taxa real de câmbio” (Kannebley Júnior, 2003, pág.765).

Diante do exposto, o autor realiza testes de raízes unitárias para a existência de uma quebra estrutural segundo a formulação de Perron e Vogelsang (1992) e Perron (1993). Como resultado, ficou evidenciada a presença de raiz unitária para as séries de taxa de câmbio real deflacionadas por IPA e IPC, ou seja, a não validade da mesma. Posteriormente, foram realizados testes de raiz unitária com duas quebras, segundo metodologia proposta por Lee e Strazicich (1999). Como resultado, Kannebley Júnior (1993) encontrou, para alguns modelos, resultados a favor da PPC absoluta, utilizando o índice de preço por atacado. Porém, em geral, o autor não encontrou resultados suficientes que pudessem confirmar a existência de

---

<sup>24</sup> O autor destaca que a validade é verificada em razão da intensificação do processo inflacionário nesse período. Com o final do plano cruzado, a retomada da inflação e a reindexação da economia, a inflação americana deixa de ser parâmetro para a política cambial, já que o objetivo maior, até junho de 1994, era evitar uma apreciação acentuada da taxa real de câmbio.

uma relação de longo prazo para a medida da taxa de câmbio real, principalmente quando o índice de preço usado for o índice de preço ao consumidor.

Palaia e Holand (2009), seguindo o argumento de consideração de quebras estruturais nas séries da taxa de câmbio real, realizaram testes de raiz unitária e de cointegração com a aplicação da metodologia de Gregory e Hansen (1996) para a versão absoluta da PPC, utilizando dados trimestrais de 1980 a 2006. Os resultados dos testes não são favoráveis à validação da hipótese. Já Wanzeller e Gadelha (2014) realizaram testes de raiz unitária com quebra estrutural, modelados de forma exógena e endógena, utilizando dados mensais entre 1994 e 2013, ou seja, pós-plano real, e como resultado também rejeitam a validade da paridade do poder de compra.

Feijó e Morales (2008), assim como Wanzeller e Gadelha (2014), analisaram a validade da PPC no período pós-plano real, caracterizado por baixas taxas de inflação e abertura comercial. Com dados mensais de 1994 a 2006, utilizaram-se as metodologias de verificação de raiz unitária e cointegração. Para o período total não se verificou a PPC devido à quebra estrutural ocasionada pela troca do regime cambial, ocorrida em janeiro de 1999. No período anterior à troca do regime, obteve-se cointegração, logo, a validade da hipótese<sup>25</sup>. Entretanto, no período posterior não foi encontrada relação de equilíbrio no longo prazo, o que, segundo os autores, pode ser reflexo do pequeno período de tempo considerado, visto que a PPC é uma teoria de longo prazo.

A abordagem convencional aplicada nos testes empíricos acerca da validade da hipótese da paridade do poder de compra, admite que a taxa de câmbio real apresenta uma dinâmica linear ao longo do tempo. Contudo, recentemente, com o desenvolvimento teórico e a emergência de novas metodologias em análise de séries temporais, a discussão tem mudado de direção: da não estacionariedade da taxa de câmbio real para a possibilidade de um comportamento não linear no tempo (Obstfeld e Taylor, 1997; Taylor e Taylor, 2004; Juvenal e Taylor, 2008).

---

25 Quando o câmbio era determinado pelo Banco Central, verificou-se a validade da PPC. Segundo os autores, isto pode ser resultado das minidesvalorizações, ou seja, a estratégia que a autoridade monetária utilizava para manter a âncora cambial.

Nesse sentido, alguns autores como Enders e Granger (1998) e Enders e Dibooglu (2001), evidenciam que a não linearidade decorreria da não observação das hipóteses básicas da PPC, como a presença de custos de transação e barreiras à arbitragem internacional<sup>26</sup>. Dessa forma, segundo Enders e Dibooglu (2001), não existiria razão para se pressupuser que o processo de ajustamento da taxa de câmbio real em direção à taxa de equilíbrio de longo prazo (PPC) deve existir em um contexto linear. Assim, argumenta-se que os resultados de fraca evidência empírica de validade da hipótese da paridade do poder de compra podem ser atribuídos a má especificação dos testes de raiz unitária e cointegração quando deixam de considerar a não-linearidade da taxa de câmbio real (Vasconcelos e Júnior, 2014).

Seguindo esse raciocínio, Freixo e Barbosa (2004) publicou o primeiro artigo que aplica um modelo não linear para dados brasileiros. No trabalho, os autores utilizam o modelo autorregressivo com transição suavizada (STAR), proposto por Granger e Terasvirta (1993), no período que vai de janeiro de 1959 a fevereiro de 2004. Os resultados obtidos mostraram que a taxa de câmbio real brasileira formada com base no IPC apresentou comportamento não linear, estacionária quando longe do equilíbrio e com tendência explosiva quando próxima à paridade. Entretanto, a taxa de câmbio real apurada com base no IPA mostrou-se linearmente estacionária, validando a hipótese da PPC. Portanto, os resultados obtidos indicaram a validade da hipótese para a economia brasileira no período analisado.

Marques (2012), com o objetivo de testar a PPC com um enfoque não linear, utilizou dados mensais no período de 1980 a 2010 e, como resultado, verificou-se a validade da paridade do poder de compra. A metodologia empregada baseou-se na aplicação de testes gerais e específicos para não linearidade do tipo *Threshold*<sup>27</sup>. Seguindo-se a metodologia de Hansen (1999), o autor testou o número de regimes

---

26 A criação de barreiras à arbitragem internacional criaria uma faixa de desvios da PPC dentro da qual os custos decorrentes do comércio internacional superariam os benefícios a serem obtidos pela arbitragem. Com isso, dentro desta faixa onde a arbitragem internacional não ocorreria, a série da taxa de câmbio real poderia apresentar comportamento do tipo passeio aleatório. Porém, na presença de desvios superiores à faixa inercial (de equilíbrio), o comércio internacional provocaria a reversão da série ao equilíbrio com velocidade proporcional ao tamanho do desvio, caracterizando a não linearidade do ajuste (Freixo e Barbosa, 2004).

<sup>27</sup> Auto Regressivo com Limiar TAR (*Threshold Autoregressive*) – Modelo que atribui um modelo linear diferente para distintas regiões onde se encontram os valores de uma determinada variável de transição. Se essa variável de transição for uma defasagem da variável endógena, o modelo é, então, denominado modelo auto-regressivo com limiar auto-excitante SETAR (*Self-Exciting Threshold Autoregressive*),



necessários para descrever a dinâmica não linear da taxa de câmbio real. Os resultados sugeriram a ocorrência de dois regimes distintos nos quais o autor estimou um modelo SETAR para as duas medidas de taxa de câmbio real empregadas no estudo, não encontrando evidências de bandas de não arbitragem na economia brasileira.

Simões e Marçal (2012) analisam as séries de taxa de câmbio real brasileira, calculadas a partir de índices de preços ao consumidor para o Brasil e 21 países comerciais no período de 1957 a 2010. No trabalho, os autores realizam testes para avaliar a PPC, não apenas os comumente utilizados, como os testes de raiz unitária (ADF, KPSS e Phillips-Perron), como também utilizaram testes de raiz unitária que se aplicam a modelos não lineares (Kapetanios et alii, 2003; Bierens, 1997). Os resultados obtidos pelos testes ADF e Phillips-Perron foram desfavoráveis à hipótese, enquanto que os testes KPSS, Kapetanios et alii e Bierens aplicados a base sem agregação temporal sugerem um resultado mais favorável a PPC.

A maioria dos estudos empíricos realizados para o caso do Brasil, efetua os testes utilizando dados dos Estados Unidos. Alguns autores como Vasconcelos e Junior (2014) e Simões e Marçal (2012), verificam a hipótese utilizando dados de outros países também parceiros comerciais brasileiros. As conclusões, assim como os demais trabalhos, são controversas para a validação da hipótese em sua versão absoluta. Os resultados são mais favoráveis à aceitação da teoria quando o índice de preços utilizado é o Índice de Preço ao Atacado (IPA), porém a maioria deles vão contra a paridade. Diante disso, esse estudo realiza testes de raiz unitária a fim de validar a PPC em sua versão absoluta utilizando diversos índices de preços brasileiros em referência aos seus principais parceiros comerciais<sup>28</sup>, a constar, China, Argentina e Estados Unidos.

---

<sup>28</sup> A China, maior parceiro comercial brasileiro desde 2010, tanto nas exportações quanto nas importações, teve como saldo comercial (diferença entre exportação e importação) um superávit de 341,39 milhões de dólares durante o período que vai de janeiro de 2017 a janeiro de 2018. Já os Estados Unidos, que ocupa a segunda posição em ambas as transações, teve como saldo -142,7 milhões de dólares. A Argentina, maior parceiro comercial da América Latina, ocupa a terceira posição no ranking de exportações e quarto lugar no ranking de importações, foi contabilizado nesse período um superávit de 478,17 milhões de dólares. (Dados retirados no site do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior: [www.mdic.gov.br](http://www.mdic.gov.br)).

## 4. Metodologia

Para atingir o objetivo principal, esse estudo realizará testes de raiz unitária na taxa de câmbio real, definida pela versão absoluta da PPC. Neste capítulo, serão apresentados em mais detalhes os testes a serem utilizados, além de especificar e analisar os dados, a constar, taxa de câmbio real, índices gerais de preços (domésticos e estrangeiros) e taxa de câmbio nominal.

### 4.1 Testes de raiz unitária

Em regressões que incluem dados de séries temporais, a variável  $t$  ou tendência é normalmente inserida como um regressor a fim de evitar a correlação espúria. Segundo Gujarati (2000), dados envolvendo séries temporais econômicas constantemente tendem a se movimentar na mesma direção, por causa de uma tendência comum a elas (tendência positiva), ou em direções opostas (tendência negativa). Porém, a introdução explícita da variável de tendência pode ter interpretações controversas.

Incluir a variável  $t$  diretamente na regressão só remove o efeito da tendência se esta for *determinística*, ou seja, se for previsível e não variável. Agora, a mesma prática não pode ser adotada se a tendência for considerada *estocástica*, ou seja, variável.

Uma forma de identificar o tipo de tendência de uma série temporal é verificar se a série possui ou não raiz unitária. Se esta possuir raiz unitária, isto é, não é estacionária<sup>29</sup>, podemos concluir que essa série exibe uma tendência estocástica. Se ela não tiver raiz unitária, a série exibirá uma tendência determinística.

“Com uma tendência determinista, as variáveis podem ser transformadas em estacionárias pela inclusão de tendência temporal em qualquer regressão ou fazendo uma regressão preliminar sobre o tempo e subtraindo a tendência estimada. Com uma tendência estocástica, são necessários testes quanto à cointegração e não estacionariedade” (Holden, Peel e Thompson, 1990, pág. 81).

Testes para a verificação de existência de raiz unitária foram desenvolvidos com intenção de distinguir os tipos de tendências verificadas nas séries temporais,

---

<sup>29</sup> Veja nota de rodapé nº 7.

além de verificar a estacionariedade da série. O primeiro foi feito por Dickey e Fuller (1979,1981). Como já mencionado, testes de raiz unitária, comumente, consiste em testar a hipótese nula  $H_0: \rho = 1$  ou  $H_0: \delta = 0$  (dado que  $\delta = (\rho - 1)$ ) do modelo  $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$ . Tal modelo foi desenvolvido por esses autores, o problema é, sob essa hipótese nula, a distribuição do teste não é convencional, ou seja, não segue a distribuição  $t$  de Student mesmo em amostras grandes, pois  $Y_t$  não é estacionário (Bueno, 2008).

Sob a hipótese nula  $H_0: \delta = 0$ , a estatística  $\tau$  calculada é conhecida como estatística  $\tau$  (tau), em que os valores críticos foram tabelados por Dickey e Fuller com base em simulações de Monte Carlo<sup>30</sup>. Esse teste é comumente conhecido como teste de Dickey e Fuller (DF).

O teste, em sua forma simples, compreende em estimar uma regressão do tipo

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (14)$$

$\rightarrow \tau_\tau$

em  $\mu$  é um intercepto e  $\alpha t$  é uma tendência determinística<sup>31</sup>. Em seguida, divide-se o coeficiente  $\delta$  estimado por seu erro-padrão para calcular a estatística  $\hat{\tau}$  de Dickey-Fuller.

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\delta}}{s(\hat{\delta})} \quad (15)$$

O critério de rejeição é se  $\hat{\tau} > \tau$ , em que  $\tau$  são os valores críticos obtidos pela tabela tau. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que a série não possui raiz unitária, ou seja, é estacionária.

O teste de Dickey-Fuller (1979) demonstrado acima, considera o erro  $u_t$  como um ruído branco<sup>32</sup>. Porém, normalmente, o erro é um processo estacionário

<sup>30</sup> D. A. Dickey e W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, vol. 74, 1979, pp. 427 -431.

<sup>31</sup> O intercepto e a tendência determinística são incluídos na regressão a fim de "limpar" os termos do resíduo, ou seja, fazer com que a sequência do resíduo seja um ruído branco.

qualquer. Para corrigir esse problema, é preciso introduzir variáveis auto-regressivas (ou defasagens) para que o teste de resíduos não rejeite a hipótese de que o resíduo se trata de um ruído branco. Considere o modelo:

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha t + \delta Y_{t-1} + \beta_l \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (16)$$

em que  $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ ,  $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$  etc., ou seja, usamos termos de diferenças defasados. A hipótese nula ainda é a de que  $\delta = 0$ , ou seja, existe uma raiz unitária em  $Y$  ( $Y$  não estacionário) (Gujarati, 2000).

Quando o teste DF é aplicado a este tipo de modelo, é chamado *teste aumentado de Dickey-Fuller* (ADF). A estatística tau também é utilizada nesse teste.

Phillips e Perron (1988) desenvolveu um teste, mais conhecido como teste PP, que é uma generalização do teste Dickey-Fuller (ADF) para as situações em que o erro  $u_t$  são correlacionados e até heterocedásticos<sup>33</sup>.

Considere a seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha t + \delta Y_{t-1} + \beta_l \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \rightarrow z_{t,\tau} \quad (17)$$

em que a estatística  $z_{t,\tau}$  é calculada por:

$$Z = n\delta_n - \frac{n^2 \hat{\sigma}^2}{2s_n^2} (\hat{\lambda}_n^2 - \varphi_{0,n}) \quad (18)$$

onde  $\hat{\sigma}^2$  é a variância do erro estimada e

$$(19)$$

$$\hat{\lambda}_n^2 = \varphi_{0,n} + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \hat{\varphi}_{j,n} \quad (20)$$

<sup>32</sup> Uma sequência  $\{u_t\}$  é um ruído branco se cada valor nela tiver média zero, variância constante e não for auto-correlacionado.

<sup>33</sup> Ou seja, a variância de cada termo do erro  $u_t$  é diferente entre eles.

$$s_n^2 = \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^n r_i^2 \quad (21)$$

em que  $r_i$  representa o resíduo em  $Y_i$ ,  $k$  é o número de covariáveis na regressão e  $q$  é o número de defasagens utilizadas para calcular  $\hat{\lambda}_n^2$ .

A interpretação do teste de Phillips-Perron e Dickey-Fuller é a mesma (a hipótese nula  $H_0: \delta = 0$  de que a regressão possui raiz unitária, ou seja, não-estacionária). A diferença entre eles é que no teste PP, considera-se que o erro

possui auto-covariância serial, ou seja,  $\sum_{i=1+j}^n r_i r_{i-j} \neq 0$ .

Segundo Wanzeller e Gadelha (2014), as modificações no teste padrão de Dickey-Fuller (1979) é baseado em dois pontos:

- A extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários é ineficaz;
- A importância de uma seleção adequada para a ordem de defasagem do termo aumentado, para obter uma aproximação mais adequada para o verdadeiro processo gerador de dados.

Para o primeiro caso, Elliot, Rotemberg e Stock (1996), mnemônico de ERS, sugerem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) com a finalidade de retirar a tendência estocástica da série.

“Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística  $ADF^{GLS}$  como sendo a estatística  $t$  para testar a hipótese nula  $H_0: \delta_0 = 0$ , indicando a presença de raiz unitária da seguinte regressão:

$$\Delta \tilde{Y}_t = \delta_0 \tilde{Y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta \tilde{Y}_{t-j} + u_{t|k}$$

contra a hipótese alternativa  $H_A: \delta_0 < 0$ , de que a série é estacionária. Na equação acima,  $\tilde{Y}_t$  é a série com a tendência removida por mínimos quadrados generalizados,  $\Delta$  é o operador de primeiras diferenças e  $u_{t|k}$  é o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico” (Wanzeller e Gadelha, 2014, pág.84).

Tal teste é conhecido na literatura como teste  $ADF^{GLS}$ .

Para o segundo caso, Ng e Perron (2001) evidenciam que os critérios de informações normalmente utilizados (Akaike e de Schwarz) inclinam-se a selecionar baixos valores para a defasagem  $k$ , quando se tem uma raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, levando os testes de raiz unitárias a ter ruídos ou distorções. Diante disso, foi desenvolvido o critério modificado de informação de Akaike (MAIC)<sup>34</sup> para a seleção de defasagens autorregressivas, com o intuito de diminuir essas distorções causadas por uma escolha inapropriada de defasagens na equação acima.

Os autores apresentam que as mesmas alterações podem ser aplicadas também ao teste de Phillips e Perron (1988), originando o teste  $MZ_{\alpha}^{GLS}$ .

“Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de defasagem MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP” (Wanzeller e Gadelha, 2014, pág.84).

Elliot, Rothemberg e Stock (1996) relatam também que o poder do teste ADF se reduz consideravelmente na presença de termos determinísticos<sup>35</sup>. Nesse contexto, os autores propõem o teste ERS – Point Optimal, ou simplesmente ERS, que é baseado na estatística LR – taxa de verossimilhança. O teste segue a mesma interpretação que o teste de Dickey-Fuller, a hipótese nula  $H_0: \delta = 0$  de que a regressão possui raiz unitária, ou seja, não-estacionária.

Considera-se o seguinte modelo:

$$\Delta Y_t = \delta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + u_{t,k} \quad (22)$$

em que  $k$  é o número de defasagens.

<sup>34</sup> “O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagens relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagens menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fique comprometido” (Wanzeller e Gadelha, 2008, pág. 84).

<sup>35</sup> Esse teste é mais receptível a tendências não-lineares, ou estocásticas.

O teste consiste em estimar a estatística  $P_T$ , ajustada pela correlação serial dos resíduos:

$$P_T = \frac{[L(\bar{\delta}) - \bar{\delta}L(1)]}{v_{AR}^2} \quad (23)$$

onde  $v_{AR}^2 = \frac{\sigma_k^2}{[1 - \hat{\lambda}(1)]^2}$  em que  $\hat{\lambda}(\alpha) \equiv \sum_{i=1}^k \hat{\lambda}_i$  é a variância de longo prazo.

“Se a série for integrada, a diferenciação gerará uma série de variância pequena se  $\bar{\delta} = 1$ , porém o valor de  $L(\bar{\delta} \neq 1)$  será grande. Logo,  $P_T$  será grande e não se rejeita a hipótese nula. Se a série for estacionária, a diferenciação da série em  $L(\bar{\delta} = 1)$  será estacionária, e o mesmo acontecerá com  $L(\bar{\delta} \neq 1)$ . Os valores serão baixos e, consequentemente,  $P_T$  terá um valor baixo. Disso, conclui-se que a regra de rejeição da nula é a seguinte: se  $P_T^{\text{calculado}} < P_T^{\text{crítico}}$ , rejeita-se a nula de raiz unitária” (Bueno, 2008, pág.116).

Por outro lado, o teste KPSS (mnemônico de seus autores Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin), idealizado em 1992, tem como hipótese nula a de estacionariedade da série, ou seja,  $H_0: Y_t \sim I(0)$  contra  $H_1: Y_t \sim I(1)$ , possui raiz unitária.

Seja o modelo abaixo o gerador de dados:

$$Y_t = x_t + u_t \quad (24)$$

em que  $x_t = x_{t-1} + v_t$ ,  $v_t \sim l.l.d(0, \sigma^2)$  e  $u_t$  é um processo estacionário.

Acrescenta-se uma tendência determinística ao modelo

$$Y_t = \mu + \alpha t + x_t + u_t \quad (25)$$

O propósito é testar a variância<sup>36</sup> do passeio aleatório  $x_t$ . Se a variância for igual a zero, então o processo é estacionário. Dessa forma, a hipótese a ser testada é  $H_0: \sigma^2 = 0 \times H_1: \sigma^2 > 0$ .

<sup>36</sup> Para maiores detalhes, consulte o Anexo 2 ao final do trabalho.

#### 4.2 Descrição das variáveis e tratamento de dados

A validade da hipótese da paridade do poder de compra, em sua versão absoluta, é testada compreendendo os períodos amostrais: de janeiro de 1999 a outubro de 2017, referente aos dados da China e Estados Unidos e janeiro de 1999 a outubro de 2015, referente aos dados da Argentina. Ou seja, a partir do período em que o governo brasileiro adotou a política cambial de livre flutuação. A extensão das observações foi limitada pela disponibilidade.

Há uma discussão na literatura sobre qual seria o índice mais adequado para se analisar a validade da PPC. Como citado anteriormente, normalmente, em estudos que utilizaram como base o índice de preços por atacado (IPA)<sup>37</sup>, os testes tenderam a ser favoráveis à aceitação da paridade, visto que os bens considerados nesses índices são normalmente *tradables* e sofrem o fenômeno de arbitragem internacional. Porém,

“caso a PPC seja válida para índices ao consumidor, isto poderia indicar, como sugere Dornbusch<sup>38</sup> (1985, pag.5), que movimentos dos preços relativos de equilíbrio no longo prazo são negligenciáveis e os choques monetários causariam alterações equiproporcionais nos preços e câmbio, levando à validade da PPC” (Simões e Marçal, 2012, pág.382).

Sendo assim, neste estudo são utilizados diversos índices de preços brasileiros a fim de verificar a validade da hipótese e, se for o caso, determinar uma taxa de câmbio real estacionária a longo prazo.

As taxas de câmbio real utilizadas foram construídas a partir das séries históricas da taxa de câmbio nominal, índices de preços brasileiros como Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), Índice de Preços por Atacado (IPA) e Índice de Preços e Índice de Preços ao Consumidor (IPC), todos obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA-data)<sup>39</sup>, e também os dados de inflação dos países

---

<sup>37</sup> Pastore, Blum e Pinotti (1998) e Freixo e Barbosa (2004), por exemplo.

<sup>38</sup> Dornbusch, R. (1985). Purchasing power parity. Working Paper 1985, NBER.

<sup>39</sup> [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)



analisados, obtidos no banco de dados on-line do Fundo Monetário Internacional<sup>40</sup> (FMI).

O IPC (agosto 1994 = 100) é calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e mede a variação de preços de um conjunto fixo de bens e serviços componentes de despesas habituais de famílias com nível de renda situado entre 1 a 33 salários mínimos mensais. As classes de despesas são: alimentação, habitação, vestuário, saúde e cuidados pessoais, educação, leitura e recreação, transportes, despesas diversas e comunicação, ou seja, possui uma grande parcela de bens e serviços difíceis de serem comercializados internacionalmente em sua composição, ou seja, alta incidência de bens *nontradables*.

Por outro lado, o IPA (agosto 1994 = 100), também calculado pela FGV, registra variações de preços de produtos agropecuários e industriais nas transações interempresariais, ou seja, nos estágios de comercialização anteriores ao consumo final. Diferentemente do IPC, grande parte dos bens considerados nesse índice são classificados como *tradables*.

Outro índice calculado pela FGV é o IGP-DI (agosto de 1994 = 100). O IGP-DI mede o comportamento de preços em geral da economia e é calculado a partir da média aritmética ponderada dos seguintes índices: IPA ponderando 60%; IPC ponderando em 30%; e Índice Nacional da Construção Civil (INCC), que mede a variação de preços no setor da construção civil, considerando tanto materiais como também mão-de-obra empregada no setor, ponderando em 10%. Disponibilidade interna, ou DI, é a consideração das variações de preços que afetam diretamente as atividades econômicas localizadas no território brasileiro. Esse índice desempenha três funções. Ele é um indicador macroeconômico que representa a evolução do nível de preços, é um deflator de valores nominais no âmbito de contas nacionais e também é usado como referência para a correção de preços e valores contratuais.

Já o IPCA (dezembro de 1993 = 100) é produzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Esse índice tem por objetivo medir a inflação de um conjunto de produtos e serviços comercializados no varejo, de acordo com o consumo pessoal das famílias nas quais os salários variam entre 1 a 40 salários

---

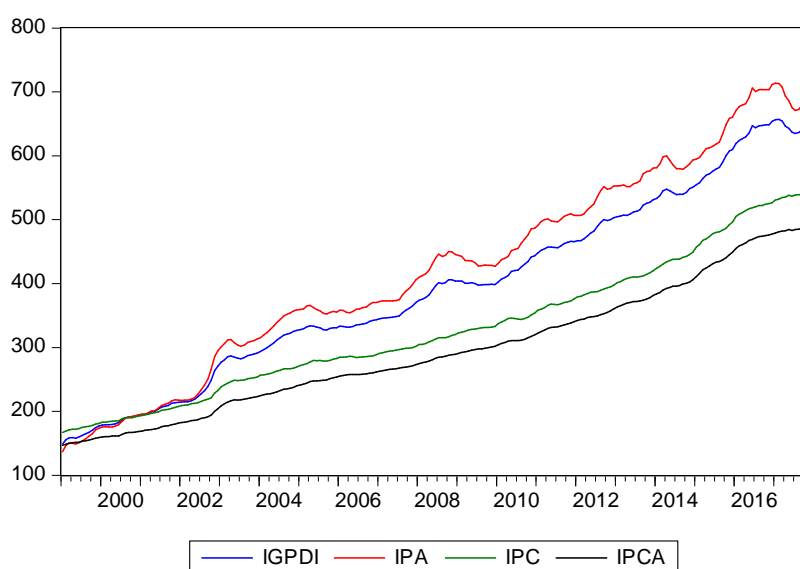
<sup>40</sup> [www.imfststatistics.org](http://www.imfststatistics.org)

mínimos, qualquer que seja a fonte de renda. O IPCA é o índice utilizado pelo Banco Central do Brasil para o acompanhamento dos objetivos firmados no sistema de metas de inflação, sendo, portanto, considerado o índice oficial de inflação do país.

O gráfico 4.1, apresentado abaixo, demonstra a trajetória de cada um dos índices de preços ao longo do período avaliado. Nota-se que os índices IPA e IGP-DI possuem curvas semelhantes, assim como os índices IPC e IPCA. Esse fato pode ser explicado pela semelhança na forma em que são mensurados tais índices. Dessa forma, considera-se que os índices IPA e IGP-DI possuem uma composição maior de bens *tradables* enquanto os índices IPC e IPCA possuem uma maior parcela de bens *nontradables*.

**Gráfico 4.1**

**Trajetoória dos índices de preços brasileiros**



Fonte: Ipeadata – <http://www.ipeadata.gov.br>.

Para o nível de preços dos outros países, foram utilizados os Índice de Preço ao Consumidor (IPC\*) e o Índice de Preço ao Atacado (IPA\*). Os cálculos das séries de taxa de câmbio real estão limitados às informações disponíveis. Para o caso do IPC\*, os períodos analisados para os Estados Unidos e China vão de janeiro de 1999 a outubro de 2017 e para a Argentina de janeiro de 1999 a outubro de 2015. Em contrapartida, os dados referentes ao índice IPA\* são mais restritos. Para os Estados Unidos e Argentina, os períodos são os mesmos do IPC\*. Já para a China,

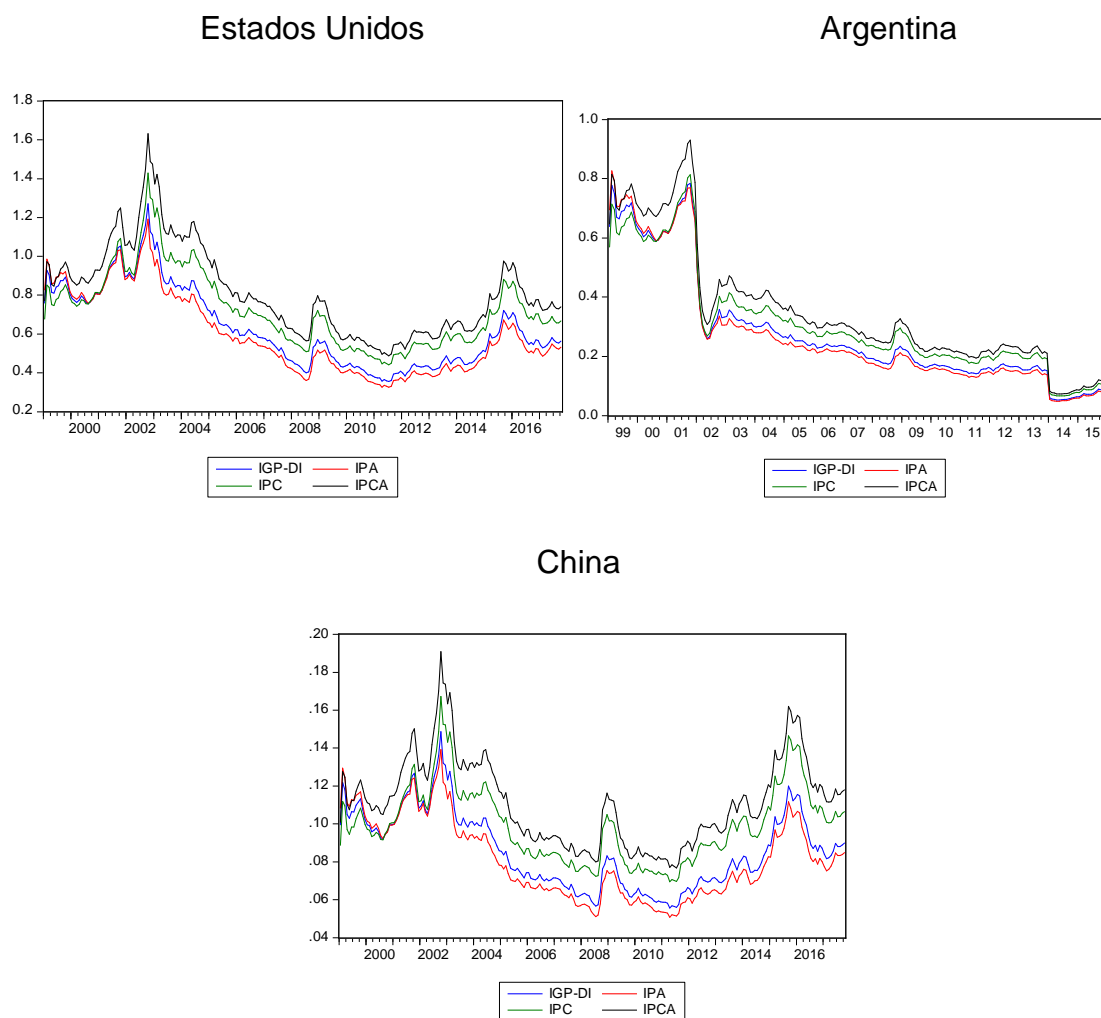
os dados passaram a ser disponibilizados em janeiro de 2010, dessa forma, o período analisado vai desta data até outubro de 2017.

Assim como Simões e Marçal (2012) fizeram em sua pesquisa, as taxas de câmbio mensal entre o Brasil e os outros países, exceto os Estados Unidos, foram calculadas baseadas nas taxas de câmbio cruzadas entre o país e o dólar americano e posteriormente entre o dólar americano e o real. Os dados das moedas contra o dólar, assim como o real contra o dólar, foram obtidos do banco de dados online do FMI.

Os gráficos a seguir mostram as evoluções da taxa de câmbio real brasileira em relação aos países analisados para cada índice de preço utilizado.

## Gráfico 4.2

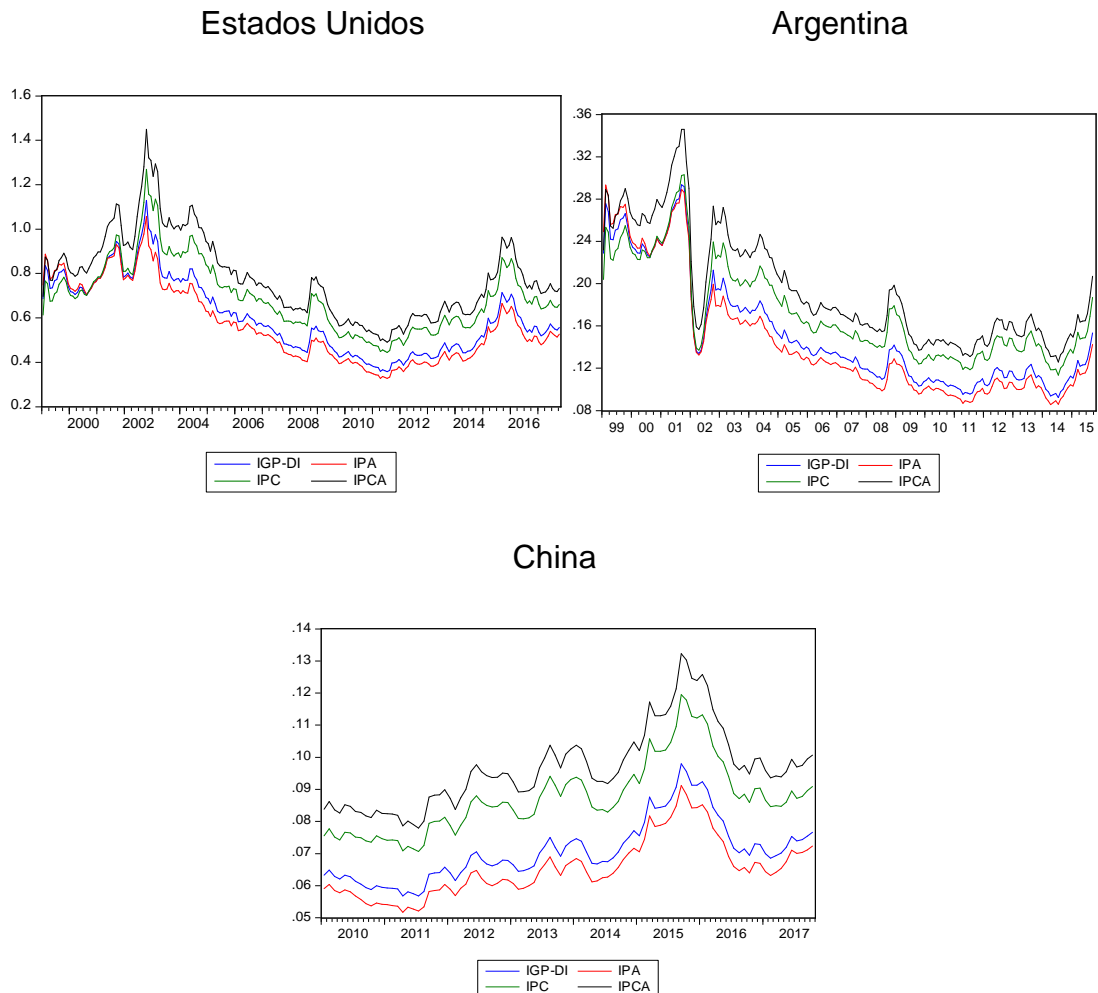
### Evolução da taxa de câmbio real brasileira calculada com IPC\*



Fonte: Cálculos da autora.

**Gráfico 4.3**

**Evolução da taxa de câmbio real brasileira calculada com IPA\***



Fonte: Cálculos da autora.

Pela inspeção dos Gráficos 4.2 e 4.3, percebe-se que as séries calculadas utilizando o índice de preço ao atacado possuem, em geral, um valor menor comparada às séries calculadas com o índice de preço ao consumidor. Dado que as séries são calculadas utilizando o mesmo índice de preço doméstico e a mesma taxa de câmbio nominal, esse fato é evidenciado devido aos valores do IPA\* serem, normalmente, menores que o IPC\*. Isto pode estar relacionado ao que foi exposto anteriormente: o índice de preço ao atacado possui uma parcela maior de bens *tradables* comparado ao índice de preço ao consumidor. Dessa forma, como os bens *tradables* estão sujeitos à arbitragem internacional, seus preços não tendem a aumentar, mantendo o índice a um valor menor.

É possível perceber, ainda, três períodos que são candidatos a serem classificados como quebra estrutural, a constar o ano de 2002 e 2008 para os três países analisados, o final de 2013 para a Argentina e 2015 para os demais países.

Nos dois últimos trimestres de 2002 ocorreu no Brasil uma crise de confiança externa devido ao processo pré-eleitoral daquele ano<sup>41</sup>, como consequência, exceto na Argentina, houve um aumento da taxa de câmbio real brasileira devido a uma desvalorização do real frente ao dólar ocasionada pela fuga de capital estrangeiro investido no país.

No caso da Argentina, é observado, de janeiro a maio de 2002, uma queda brusca na taxa de câmbio real. A saber, nesse período, o governo argentino encerrou uma década da política de paridade entre peso argentino e dólar americano e desvalorizou sua moeda<sup>42</sup>. O gráfico 4.4 expõe a trajetória do câmbio nominal brasileiro e argentino (real/dólar e peso/dólar). Nota-se que, durante esse ano, houve desvalorização de ambas as moedas, porém a moeda argentina teve uma queda mais acentuada em relação à brasileira. Por essa razão, comparativamente aos outros países, a curva da taxa de câmbio real brasileira, para os dados da Argentina, tem um declínio durante esse período.

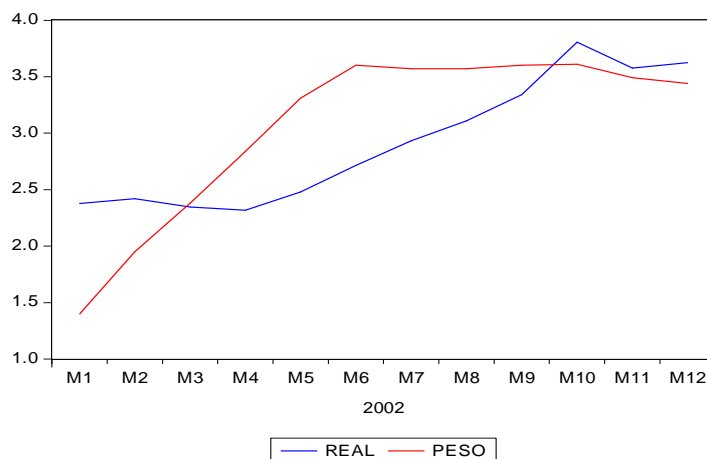
---

<sup>41</sup> Com as reformas estruturais iniciadas durante o governo Collor/ Itamar e, especialmente após o plano real, as autoridades tinham assumido um discurso de mudanças estruturais. Segundo Giambiagi (2005), isso implicava afirmar que a defesa da estabilidade e a austeridade fiscal seriam transformações permanentes, que eram ambições nacionais, e não específica de algum partido político. Porém esse discurso tinha dificuldades para convencer analistas e investidores tanto nacionais quanto internacionais. Essa desconfiança aumentou ao longo do ano de 2002, ano eleitoral, quando nas pesquisas eleitorais, o então candidato à presidência do partido do trabalhador (PT), Lula, encabeçava as pesquisas. Tal partido, de cunho esquerdista, em seu histórico, defendia algumas ideias que traziam preocupações aos mercados no início da década, como por exemplo, a defesa da moratória da dívida externa e o afrouxamento da meta de superávit primário. Somado a isso, a Argentina estava passando por uma crise econômica e tinha decretado moratória da dívida externa e desvalorizado a sua moeda, o que acabou afetando negativamente as expectativas dos agentes. Como consequência da fuga de capital, o real se desvalorizou e a expectativa de inflação para 2003 elevou-se.

<sup>42</sup> Com a iminência das crises financeiras nos países emergentes, como a crise do México em 1995, dos diversos países asiáticos em 1997 e da Rússia em 1998, a confiança de investidores em economias com esse perfil diminuía progressivamente. Em 1999, com a mudança do sistema cambial do Brasil e a consequente desvalorização do real, os produtos argentinos em escala global tornaram-se mais caros e menos competitivos que os produtos de outros países emergentes. Por outro lado, as importações na Argentina tornaram-se relativamente baratas, visto que o peso ainda se equivalia ao dólar, o que ocasionou a quebra da indústria nacional (ver gráfico 3.1 – página 11). Somente em janeiro de 2002, com a posse do presidente Duhalde, a paridade cambial foi extinguida e o peso sofreu uma maxidesvalorização.

**Gráfico 4.4**

**Trajetória do câmbio nominal – Brasil e Argentina em 2002**

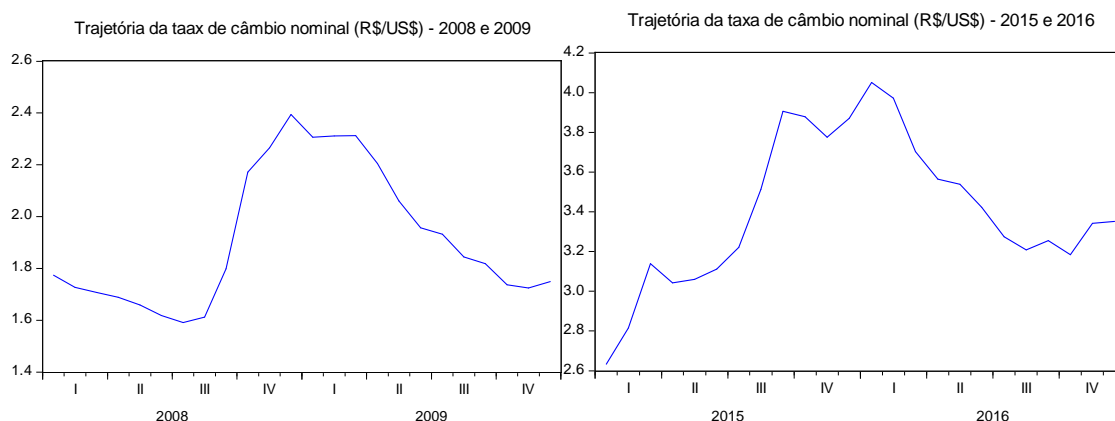


Fonte: Ipeadata – <http://www.ipeadata.gov.br>.

Durante o segundo semestre de 2008, nota-se um aumento da taxa de câmbio real em todos os casos analisados, isso se deve ao fato que, neste período, eclodiu a crise imobiliária norte-americana. O governo brasileiro, assim como de outros países, adotou estratégias de expansão monetária, tais como: diminuição da meta da taxa de juros, redução da meta de superávit primário e aumento de gastos. Adicionado a isto, foi observado nesse período uma intensa fuga de capitais em quase todos os países, tanto os desenvolvidos como os em desenvolvimento. Esse movimento ficou conhecido como a “corrida” para o dólar no auge da crise, em função da elevada incerteza e da aversão ao risco, grande parte dos investidores internacionais transferiu seus recursos para adquirir os títulos do Tesouro norte-americano, considerado os ativos mais seguros da economia internacional. Dessa forma, foi observado uma acentuada desvalorização do real frente ao dólar, durante esse período. No gráfico abaixo constata-se a desvalorização do câmbio nominal (R\$/US\$) durante os anos de 2008 e 2009.

## Gráfico 4.5

### Trajectoria da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$)



Fonte: Ipeadata – [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)

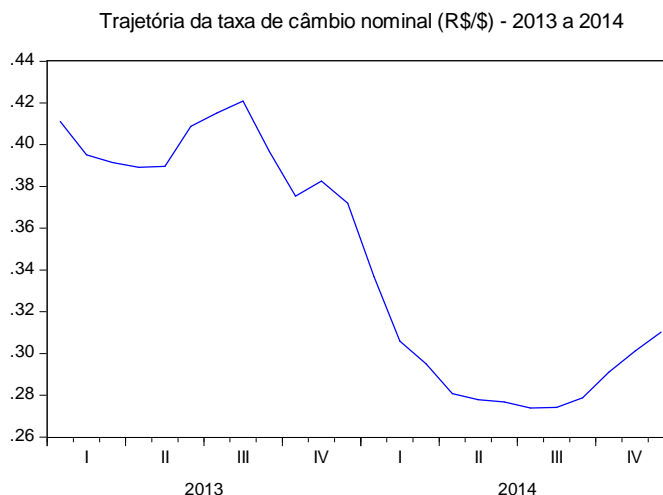
Já o ano de 2015 se caracteriza como o início do período de recessão que a economia brasileira vem passando. Durante os anos de 2015 e 2016, os índices de preços brasileiros (ou inflação) aumentaram consideravelmente (veja gráfico 4.1), também é observado nesse período um aumento considerável da taxa de câmbio nominal, que chegou ao seu auge (R\$4,05 / US\$1,00) em janeiro de 2016 (gráfico 4.4). De acordo com o gráfico 4.2, houve um aumento da taxa de câmbio real, com exceção da Argentina, e essa taxa se mantém alta até o fim do período analisado.

Na Argentina, nota-se uma desvalorização na taxa de câmbio real em dezembro de 2013. O governo argentino desvalorizou sua moeda para estimular as exportações e a manteve desvalorizada até o final do período analisado. O gráfico abaixo retrata a trajetória da taxa de câmbio nominal real/peso argentino.



## Gráfico 4.6

### Trajatória da taxa de câmbio nominal (R\$/) – 2013 a 2014



Fonte: Ipeadata – <http://www.ipeadata.gov.br>

A movimentação da taxa de câmbio real no caso da China apresenta movimentos semelhantes às das taxas do Estados Unidos. Isso pode ser explicado pelo fato do governo chinês manter, na maior parte do tempo analisado, uma política cambial de câmbio fixo em relação ao dólar americano. Desde que iniciou seu processo de abertura econômica no final dos anos 1970, a China passou a ter na produção de bens exportados uma importante forma para desenvolver a sua estrutura produtiva e tecnológica. Essa intensa atividade do comércio exterior chinês, principalmente nas exportações, foi consequência de uma série de fatores, inclusive a forma como o governo conduziu sua política cambial.

Desde 1994, quando foi adotado a política de câmbio fixo (¥8,29/US\$), o governo chinês procurou manter o preço do renminbi (moeda chinesa) num patamar competitivo em relação ao dólar americano, de forma a estimular exportações de todos os tipos de bens.

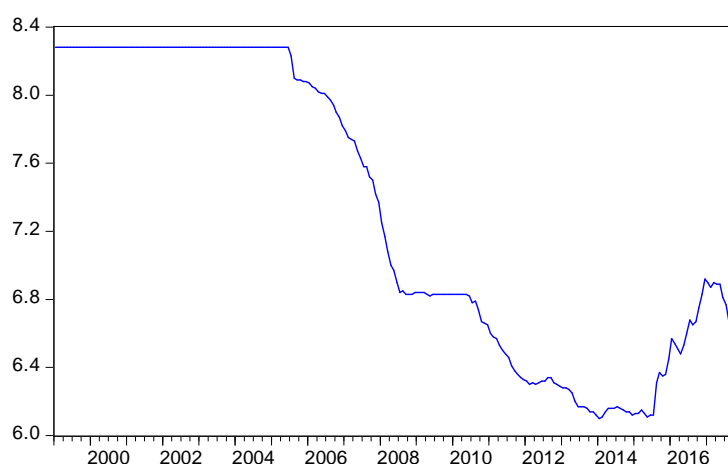
Segundo Leão (2010), as mudanças observadas na condução da política cambial chinesa, antes da crise de 2008, puderam ser definidas em duas fases. A primeira, compreendida do período que vai de 1994 a 2005, foi caracterizada por uma contínua desvalorização da taxa de câmbio real, diferentemente da taxa nominal que se apresentou estável. A segunda fase, que se deu início em julho de

2005, foi caracterizado pela modificação do sistema de câmbio fixo que foi substituído por um sistema de câmbio flexível, administrado segundo a variação de uma cesta de moedas onde o dólar tinha grande peso. Com isso, o regime que funcionava como uma taxa nominal fixa em relação ao dólar deu lugar a uma política no qual o câmbio passou a flutuar dentro de uma banda estreita, o que ocasionou uma singela apreciação da moeda, como mostrado no Gráfico 4.2.

A partir de julho de 2008, no auge da crise imobiliária americana, o governo chinês alterou novamente sua política cambial. De acordo com o Gráfico 4.7, a partir desta data, o governo chinês atrelou o trajeto de sua moeda ao dólar, dessa forma a taxa de câmbio passou a flutuar sob uma banda mais estreita (entre ¥6,82 a ¥6,85 por dólar), que praticamente funcionou como um regime de câmbio fixo. De acordo com Leão (2010), essa decisão do governo chinês teve como objetivo, por um lado, limitar os efeitos negativos da crise financeira sobre as exportações e, por outro lado, fortalecer o uso da moeda local nas trocas regionais.

**Gráfico 4.7**

**Trajetória da taxa de câmbio chinesa**



Fonte: Ipeadata – <http://www.ipeadata.gov.br>.

Com a recuperação da economia internacional, a relativa valorização das moedas de outros parceiros comerciais chineses e as crescentes pressões sobre a política cambial, em junho de 2010 o governo chinês permitiu novamente a flutuação do renminbi, mesmo que até o presente momento essa flutuação não tenha produzido uma valorização significativa de sua moeda.

As quebras estruturais podem ser determinadas endogenamente ou exogenamente ao modelo. É importante saber o impacto que essas quebras causam, como citado por Wanzeller e Gadelha (2014):

“elas têm por característica uma mudança permanente no comportamento da série temporal e podem corresponder a uma mudança na inclinação da tendência, no intercepto da tendência ou em ambos. Tendo em vista que os tradicionais testes de raiz unitária possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, esses testes se tornam viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária mesmo na ausência desta” (Wanzeller e Gadelha, 2014, pág. 86).

Não foram utilizados modelos que levam em consideração quebras estruturais nesse trabalho porque a ferramenta utilizada para realizar os testes econométricos<sup>43</sup> não possui tal informação. Dessa forma, foram realizados testes considerando todo o período analisado (desde janeiro de 1999) e testes considerando o período entre as possíveis quebras estruturais, a constar, de maio de 2003 a junho de 2008, de outubro de 2009 a julho de 2015 em relação aos Estados Unidos e China, e de julho de 2009 a dezembro de 2013, em relação à Argentina, a fim de analisar e comparar os resultados obtidos.

---

<sup>43</sup> Todos os testes de hipóteses e estimações foram realizados no ambiente EViews versão 7, disponível no site <http://www.eviews.com/download/student/>.

## 5. Análise dos Resultados

Na literatura sobre a paridade do poder de compra, a validade dessa teoria, em geral, tem sido verificada por meio da análise da estacionariedade da taxa de câmbio real.

“A estacionariedade, em nível, da taxa de câmbio real tem sido uma das principais preocupações nos estudos sobre a taxa de câmbio, com importantes implicações em finanças internacionais. Uma taxa de câmbio real não estacionária em nível indica que não existe relação de longo prazo entre taxa de câmbio nominal, nível de preços domésticos e nível de preços internacional” (Wanzeller e Gadelha, 2014, pág. 4).

Dessa forma, se a taxa de câmbio real segue um processo estacionário em nível, então pode-se inferir que a teoria da PPC é verdadeira.

Nesse estudo, para se analisar a estacionariedade e tentar verificar a validade da PPC em sua versão absoluta, foram realizados testes de raiz unitária, especificados no capítulo anterior, nas séries de taxas de câmbio real calculadas a partir da equação (4), a constar

$R_t = E_t \frac{P_{i,t}^*}{P_{i,t}}$ . Tais testes, como já mencionado, com exceção do KPSS, consistem em testar a hipótese nula  $H_0: \delta = 0$ , ou seja, a série possui raiz unitária, contra a hipótese de que a taxa de câmbio real apresenta um comportamento reversível na média, ou estacionária. O modelo utilizado é o representado pela equação (14),  $\Delta Y_t = \mu + \alpha t + \delta Y_{t-1} + u_t$ , em que  $\mu$  é o intercepto e  $\alpha t$  é o termo que indica tendência determinística<sup>44</sup>.

Os resultados para os testes de raiz unitária<sup>45</sup> estão reportados na Tabela 5.1 para a análise de todo período amostral analisado, como citado anteriormente, que se estende de janeiro de 1999 a outubro de 2017. Em seguida, são expostos os resultados dos testes considerando os períodos entre as possíveis quebras estruturais. A tabela 5.2 mostra os resultados descritos para o período que vai de maio de 2003, classificado como a primeira quebra estrutural devido à crise de confiança ocorrida no Brasil, a junho de 2008, período em que os países, em geral,

<sup>44</sup> Segundo Campbell e Perron (1991), a desconsideração de termos deterministas relevantes, ou a inclusão de termos deterministas irrelevantes, reduz o poder dos testes de raiz unitária, o que torna frequente a inclusão desse termo em testes para a PPC.

<sup>45</sup> Todos os resultados numéricos estão disponíveis no Anexo, ao final do trabalho.

reagiram à crise imobiliária americana que eclodiu neste ano, caracterizado como a segunda quebra estrutural. A Tabela 5.3 exibe os resultados para o período que vai de outubro de 2009 a julho de 2015, caracterizado pelo início da recessão brasileira

Observa-se na Tabela 5.1 que, para a China e Estados Unidos, em todos os testes, com exceção do KPSS, a hipótese nula de presença de raiz unitária não pode ser rejeitada, independentemente do índice de preços estrangeiro utilizado. Vale ressaltar que para o teste KPSS a hipótese nula é:  $H_0: \delta \leq 1$ , ou seja, a série é estacionária. Dessa forma, para esse teste, todos os resultados que utilizaram o critério de informação de Newey-West para o IPC\*, rejeitaram a hipótese nula a um nível de significância de 1% e, para aqueles que utilizaram o critério de Andrews, com exceção dos testes que utilizaram os índices IPCA e IPC para os Estados Unidos, rejeitaram a hipótese nula a um nível de significância de 5% ou 10%.

Os resultados desse teste para o IPA\*, no caso da China, lembrando que o período total analisado, neste caso, vai de janeiro de 2010 a outubro de 2017, com exceção do índice IGP-DI e IPA ao utilizar o critério de Newey-West, rejeitam a hipótese nula a um nível de significância de 5% a 10%. No caso dos Estados Unidos, não se rejeita a hipótese nula quando a série é calculada com os índices IPCA e IPC e o critério de informação é o de Andrews. Em outras palavras, os resultados obtidos para esses países, nesse período, não fornecem suporte para a hipótese da paridade do poder de compra para o Brasil uma vez que a hipótese de presença de raiz unitária não pôde ser rejeitada na maioria dos casos.

Diferentemente dos outros países, quando as séries são calculadas com o IPC\*, os resultados dos testes ADF,  $ADF^{GLS}$ ,  $MZ^{GLS}$  e ERS para os índices IGP-DI, IPCA e IPC, utilizando o critério de informação MSIC, para a Argentina, rejeitam a hipótese nula a um nível de significância de 5% e, para o caso do teste  $ADF^{GLS}$  para os índices IPCA e IPC a um nível de significância de 1%. Porém, os resultados para os testes PP, KPSS e ADF, utilizando o critério MAIC, não rejeitam a hipótese da série possuir raiz unitária para todos os índices de preços considerados.

Em contrapartida, quando o índice de preço estrangeiro utilizado é o IPA\*, somente se rejeita a hipótese nula de que a série possui raiz unitária nos testes PP, calculados com o IPCA e IPC, utilizando o critério de Newey-West e Andrews,

respectivamente, e no teste  $ADF^{GLS}$  calculado com o IPA, utilizando o critério de informação MSIC, todos eles a um nível de 10% de significância. Dessa forma, os resultados obtidos para a Argentina não são conclusivos considerando todo o período analisado (janeiro de 1999 a outubro de 2015).

Stock e Watson (2004) indicam que as variáveis de séries temporais podem ser não estacionárias de diversas maneiras, mas duas delas são especialmente importantes para a análise de regressão de dados de séries temporais econômicas: as séries podem ter movimentos persistentes de longo prazo, ou seja, podem ter tendência estocástica, e a regressão da população pode ser instável ao longo do tempo, isto é, pode ter quebras estruturais.

Tendo em vista identificar a correta ordem de integração das variáveis em análise, a amostra, como explicado acima, foi dividida em sub-amostras a fim de desconsiderar os períodos em que foram identificadas quebras estruturais. É possível reparar pelos dados das Tabelas 5.2 e 5.3, que os resultados não são favoráveis à hipótese mesmo nesta situação.

Na tabela 5.2, o teste KPSS, para os dados da Argentina (exceto para os testes feitos com o critério de Newey-West para os índices IGP-DI e IPA, quando calculados com o IPC\*, e para todos os índices, quando calculados com IPA\*) e Estados Unidos, não rejeitam a hipótese de estacionariedade da taxa de câmbio real. Em contrapartida, no restante dos testes aplicados a esses países, não pôde se rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária, tornando os resultados não conclusivos. Já para a China, como as informações disponíveis do IPA\* se inicia a partir de 2010, só foi realizado os testes utilizando o IPC\* e, como resultado, todos eles convergem a não validade da hipótese.

Tabela 5.1

Resultados para os testes de raiz unitária: Janeiro de 1999 a Outubro de 2017

		IPC*							IPA*					
	Testes	ADF	PP	ADF <sup>GLS</sup>	MZ <sup>GLS</sup>	ERS	KPSS		ADF	PP	ADF <sup>GLS</sup>	MZ <sup>GLS</sup>	ERS	KPSS
	Variáveis	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC		Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC
Argentina	$\varepsilon_{IGP-DI}$	**		**			*							*
							***							***
	$\varepsilon_{IPCA}$	**		***	**	**	*			***				*
				*	**	**	***							***
China	$\varepsilon_{IPA}$						*				***			*
							**							**
	$\varepsilon_{IPC}$	***		***	**	**	***			***				*
				*	**	**	***							***
Estados Unidos	$\varepsilon_{IGP-DI}$						*							*
							***							***
	$\varepsilon_{IPCA}$						*							*
Estados Unidos	$\varepsilon_{IPA}$						*							*
							**							**
	$\varepsilon_{IPC}$						*							*

Fonte: Cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos lags (defasagens) para o cômputo dos testes ADF, ADF<sup>GLS</sup>, MZ<sup>GLS</sup> e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos lags foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

Tabela 5.2

## Resultados para os testes de raiz unitária: Maio de 2003 a Junho de 2008

	Teste	IPC*							IPA*					
		ADF	PP	<i>ADF<sup>GLS</sup></i>	<i>MZ<sup>GLS</sup></i>	ERS	KPSS		ADF	PP	<i>ADF<sup>GLS</sup></i>	<i>MZ<sup>GLS</sup></i>	ERS	KPSS
	Variáveis	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC		Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC
Argentina	$\varepsilon_{IGP-DI}$						***							**
	$\varepsilon_{IPCA}$													***
	$\varepsilon_{IPA}$						***							***
	$\varepsilon_{IPC}$													***
China	$\varepsilon_{IGP-DI}$						**							
							***							
	$\varepsilon_{IPCA}$						**							
							***							
Estados Unidos	$\varepsilon_{IPA}$						**							
							***							
	$\varepsilon_{IPC}$						***							
							***							

Fonte: cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos *lags* (defasagens) para o cálculo dos testes ADF, *ADF<sup>GLS</sup>*, *MZ<sup>GLS</sup>* e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos *lags* foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.



Na tabela 5.3, as soluções são mais conclusivas contra a validade da teoria da paridade do poder de compra. Para as variáveis calculadas com IPC\*, não existiu contradição entre os resultados dos testes, dessa forma, conclui-se a não validade da teoria para os Estados Unidos e China durante a amostra analisada. Por outro lado, os resultados para as séries que foram calculadas com o IPA\* são contraditórios quanto a não rejeição da hipótese nula do teste KPSS. No caso da China, não se rejeita a hipótese da série ser estacionária quando calculada com o índice IPCA e IPC, independente do critério de informação utilizado, e, para o índice IGP-DI, não se rejeita ao utilizar o critério de Newey-West. No caso dos Estados Unidos, não se rejeita a hipótese nula somente para a série calculada com IPCA utilizando o critério de Andrews. Dessa forma, os resultados encontrados para a China são consistentes a não validação da PPC apenas quando calculados com o IPA e, para os Estados Unidos, a paridade também não pôde ser verificada.

Finalmente, na Tabela 5.4, os resultados são contraditórios. É aceita a hipótese de estacionariedade quando utilizado o teste KPSS, com exceção dos testes que utilizaram o critério de informação Newey-West, que rejeitou a hipótese de estacionariedade a um nível de 5% a 10% de significância para todos os índices utilizados, para as séries calculadas com IPA\*, e para os índices IGP-DI e IPA, no caso das variáveis calculadas com IPC\*. Quando utilizado o teste ERS para a série calculada utilizando o IPC como índice doméstico e estrangeiro, rejeita-se a hipótese de presença de raiz unitária a 5% de significância. Em contrapartida, no restante dos testes, a hipótese nula não pôde ser rejeitada.

Tabela 5.3

## Resultados para os testes de raiz unitária: Outubro de 2009 a Julho de 2015

	Teste	IPC*							IPA*					
		ADF	PP	$ADF^{GLS}$	$\overline{MZ}^{GLS}$	ERS	KPSS		ADF	PP	$ADF^{GLS}$	$\overline{MZ}^{GLS}$	ERS	KPSS
	Variáveis	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC		Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC
China	$\varepsilon_{IGP-DI}$						**							**
							**							
	$\varepsilon_{IPCA}$						***							
							**							
	$\varepsilon_{IPA}$						**							***
							**							**
	$\varepsilon_{IPC}$						***							
							**							
Estados Unidos	$\varepsilon_{IGP-DI}$						**							**
							**							**
	$\varepsilon_{IPCA}$						**							**
							**							**
	$\varepsilon_{IPA}$						**							**
							**							**
	$\varepsilon_{IPC}$						**							**
							**							**

Fonte: Cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos *lags* (defasagens) para o cálculo dos testes ADF,  $ADF^{GLS}$ ,  $\overline{MZ}^{GLS}$  e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos *lags* foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

Tabela 5.4

Resultados para os testes de raiz unitária: Julho de 2009 a Dezembro de 2013

		IPC*							IPA*					
	Teste	ADF	PP	$ADF^{GLS}$	$\overline{MZ}^{GLS}$	ERS	KPSS		ADF	PP	$ADF^{GLS}$	$\overline{MZ}^{GLS}$	ERS	KPSS
	Variáveis	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC		Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC	Validação PPC
Argentina	$\varepsilon_{IGP-DI}$						***							**
	$\varepsilon_{IPCA}$													***
	$\varepsilon_{IPA}$						**							**
	$\varepsilon_{IPC}$					**	**							***

Fonte: Cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos lags (defasagens) para o cálculo dos testes ADF,  $ADF^{GLS}$ ,  $\overline{MZ}^{GLS}$  e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos lags foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

Portanto, os resultados obtidos neste estudo por meio dos seis testes aplicados indicam, principalmente em relação aos Estados Unidos e China, que há a presença de raiz unitária, independente do índice de preços utilizado, de tal forma que choques nas taxas de câmbio real são permanentes e, em consequência, a teoria da paridade do poder de compra, em sua versão absoluta, não é válida para estes casos. Para o caso da Argentina, os resultados são inconclusivos, dado que as soluções dos testes foram conflitantes, conforme mostrado anteriormente.

Esses resultados vão de acordo com o encontrado por Wanzeller e Gadelha (2014) que aplicou testes de raiz unitária, sem e com quebra estrutural, modeladas de forma exógena e endógena. Os autores afirmam que a não rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária pode ser devido ao limitado período amostral que foi investigado, a constar, 20 anos. Indo nessa mesma linha, Palaia e Holand (2009), além de testes de raiz unitária, realizaram testes de cointegração considerando quebras estruturais e também não aceitam a validade da paridade do poder de compra, em sua versão absoluta, no período analisado.

Já Vasconcelos e Lima Júnior (2014), tendo em vista a possibilidade a não linearidade da série de taxa de câmbio efetiva, realizaram o teste de linearidade de Harvey *et al.* (2008) para Brasil em relação aos parceiros comerciais da América Latina, no período que vai de janeiro de 1994 a abril de 2014, e não encontra evidências de não linearidade para o caso da Argentina. Em seguida, realizaram os testes de raiz unitária  $ADF^{GLS}$  e Ng-Perron e também não se rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária para os dados da Argentina.

Um resultado diferente é observado em Simões e Marçal (2012) que realizaram os testes de raiz unitária ADF, PP e KPSS considerando a série da taxa de câmbio real linear e, em seguida, realizaram os testes de raiz unitária do modelo de Kapetanios *et alii* (2003) e Bierens (1997) que partem de modelos não lineares. Com exceção do teste KPSS, os demais são favoráveis à PPC para os dados argentinos e americanos. Verificou-se, com os resultados para o teste de Kapetanios *et alii* (2003), a rejeição da hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese de um processo globalmente estacionário com possível não linearidade. O teste de Bierens (1997) sugere que não houve quebras importantes nos componentes

deterministas das séries de câmbio real. Segundo os autores, essas séries confirmaram estacionariedade através do modelo linear, o que pode ser sinal de que a não-linearidade esteja menos relacionada a alteração nos componentes deterministas e sim a não linearidade associada a velocidade com que os choques se dissipam.

Alguns autores argumentam sobre o baixo poder dos testes tradicionais de raiz unitária em rejeitar a hipótese nula em um período curto de tempo. Por exemplo, Pastore, Blum e Pinotti (1998) argumenta que, em trabalhos que foram realizados para períodos menores de tempo e regimes de taxas de câmbio flutuantes, no qual a volatilidade do câmbio real torna bastante difícil de diferenciar entre um movimento de retorno lento à média e um caminho aleatório.

Uma explicação alternativa a não rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária seria que a utilização de dados mensais tenderia a apresentar resíduos com algum tipo de irregularidade, como por exemplo, alterações nas variâncias dos choques serem mais intensas. Ao utilizar dados anuais pode ser que esses efeitos sejam atenuados. Simões e Marçal (2012) observam que:

“A não agregação temporal, conjugado com dado de uma frequência mais baixa, como a anual, tendem a amenizar os efeitos distorcidos que não-linearidades não modeladas do processo gerador de dados geram nos testes de raiz unitária” (Simões e Marçal, 2012, pág.: 397).

Visto dessa forma, a não rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária, conforme reportado nos resultados deste estudo, pode ser devido ao curto período de tempo analisado e a frequência de tempo utilizada (dados mensais). A falta de modelos que consideram quebras estruturais fez diferença nos resultados obtidos, visto que as sub-amostras, obtidas desconsiderando os períodos em que foram identificados possíveis quebras estruturais, consistiam em um período com poucas observações, o que delimitou o poder de análise dos testes de raiz unitária utilizados.

## 6. Conclusão

Este estudo teve por objetivo principal verificar se é válida a teoria da paridade do poder de compra para a economia brasileira no período de janeiro de 1999 a outubro de 2017. Para chegar a esse objetivo, foram feitos testes de raiz unitária para três taxas de câmbio reais, as quais, utilizaram cada uma, quatro índices de preços domésticos (IGP-DI, IPCA, IPA e IPC), e dois índices de preços estrangeiros, o índice de preço ao consumidor e o índice de preço ao atacado, de cada país analisado, a constar, Argentina, Estados Unidos e China. O período foi também subdividido em sub-amostras, a fim de desconsiderar os períodos em que foram identificados como possíveis de conter quebras estruturais: A crise de confiança ocorrida no Brasil no final de 2002; as reações à crise imobiliária americana em 2008; na Argentina, em dezembro de 2013, ocorreu uma súbita desvalorização de sua moeda a fim de estimular as exportações e, finalmente, a recessão econômica vivida pelo Brasil desde 2015.

Por meio da utilização dos testes supracitados, os resultados obtidos rejeitaram a hipótese da PPC em relação ao dólar americano e ao renminbi no período total analisado e nas sub-amostras, com exceção do período pós crise imobiliária americana para os Estados Unidos, em que os testes se mostraram inconclusivos. Como a crise de 2008 foi uma crise de proporções mundiais e levou a economia americana a alterar sua política econômica, os resultados contraditórios desses testes para o caso dos Estados Unidos podem ser explicados pela limitação dos testes utilizados, que não consideram tendências não lineares e possíveis quebras estruturais durante o período.

Diferente do caso dos Estados Unidos, a China obteve resultados que se mostraram consistentes a não validação da teoria, mesmo com as diversas mudanças no regime cambial adotado pelo governo chinês, que tinha como objetivo manter sua moeda competitiva a fim de estimular as exportações.

Para o caso do peso argentino, os resultados obtidos utilizando o IPA\* como índice de preço estrangeiro, foram propícios a não rejeição da hipótese nula de que a série possui raiz unitária, comparativamente aos testes que utilizaram o IPC\*. Os

resultados se mostraram consistentes a não rejeição da hipótese de existência de raiz unitária e, conseqüentemente, a não validação da teoria quando o índice de preço estrangeiro utilizado foi o IPA\* e o critério de informação para o teste KPSS o proposto por Newey-West, quando analisados nos períodos desconsiderando as possíveis quebras estruturais. Já os resultados obtidos para o período total, independente dos índices de preços utilizados, e aqueles em que utilizaram o IPC\* como índice de preço estrangeiro, são inconclusivos, dado que as soluções dos testes foram conflitantes.

Vasconcelos e Lima Júnior (2014) cita que os países da América Latina dividem importantes similaridades em suas histórias econômicas, como por exemplo, período de alta inflação e processo de abertura comercial no final da década de 1980. Essas características específicas seriam alguns dos fatores que contribuiriam para a verificação empírica da hipótese da PPC. Porém, como evidenciado anteriormente, a validade da PPC depende do período de análise, do tipo de dado utilizado e das características econômicas dos países e, segundo essa teoria, os movimentos compensatórios verificados na taxa de câmbio nominal entre duas moedas refletem, essencialmente, as diferenças no comportamento dos preços nos países. Durante o período analisado neste trabalho, o Brasil, na maior parte do período, encontra-se em um momento de estabilidade econômica, em que a inflação está controlada, e a política cambial adotada é a de câmbio flexível. A Argentina, por outro lado, ainda pratica a política de desvalorização cambial (Gráfico 4.5) a fim de estimular as exportações e, adicionado a isto, encontra-se em um período de alta inflação desde o final da década de 1980. A similaridade entre as fases econômicas desses países e o fato da Argentina manipular a taxa cambial pode estar relacionada com as respostas conflitantes dos testes de raiz unitária utilizadas neste estudo.

Para pesquisas futuras, sugere-se testar a validade da paridade do poder de compra para a economia brasileira, não apenas a série bilateral Brasil – EUA, mas, assim como esse trabalho, também analisar os demais parceiros comerciais brasileiros em dados de frequência trimestral ou anual, por meio de outros testes de raiz unitária que possam levar em consideração as propriedades não-lineares das séries de taxa de câmbio real e também tendências estocásticas.

## 7. Referências Bibliográficas

BAER, Werner. A economia brasileira. **Nobel**, São Paulo; 1996.

BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**; v. 72; n. 3;p. 584-596; 1964.

BIERENS, H. 'Testing the unit root with drift hypothesis against nonlinear trend stationarity, with an application to the U.S. price level and interest rate'. **Journal of Econometrics**;v. 81; p. 29-64; 1997.

BUENO, R. L. S. Econometria de séries temporais. **Cengage Learning**, São Paulo; 2008.

DICKEY, D. A. e FULLER, W.A. 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root'. **Journal of the American Statistical Association**; v. 74; n. 336;p. 427-431; 1979.

DORNBUSCH, R. Purchasing power parity. Working Paper, **NBER**; 1985.

ENDERS, W.; DIBOGLU, S. 'Long-Run Purchasing Power Parity With Asymmetric Adjustment'. **Southern Economic Journal**, p. 433-445; 2001.

ENDERS, W.; GRANGER, C. W. F. 'Unit-Root and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates'. **Journal of Business and Economic Statistics**, p. 304-311; 1998.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. e STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**;v. 64;n. 4;p. 813-836; 1996.

FEIJÓ, F. T.; MORALES, R. R. A validade da paridade do poder de compra no Brasil pós-Plano Real. **Revista Sinergia**, Rio Grande;v. 12;n. 1;p. 39-49; 2008.



FREIXO, C. S.; BARBOSA, F. H. Paridade do poder de compra: o modelo de reversão não linear para o Brasil. **Revista Economia**, Brasília;v. 5;n. 3;p. 75-116; 2004.

FRANKEL, Jeffrey A; ROSE, Andrew K. 'A panel project on purchasing power parity: Mean resersion within and between countries'. **Journal of International Economics**; v. 40; p. 209-224; 1996.

GENBERG, H. 'Purchasing power parity under fixed and flexible exchange rates'. **Journal of International Economics**; v. 8; p. 247-276; 1978.

Giambiagi, F; Villela, A.Barros de Castro, L. e Hermann, J. Economia Brasileira contemporânea (1945-2010); **Ed.Campus**; 2005.

GRANGER, C. W. J; TERASVIRTA, T. Modeling Nonlinear Economic Relationships. **Oxford University Press**; 1993.

GREGORY, A; HANSEN, B. 'Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts'. **Journal of Econometrics**;n. 114; p. 261-295; 1996.

GUJARATI, D. N. Econometria Básica. **Makron Books**; 3. ed., São Paulo; 2000.

HANSEN, B.E. 'Testing for linearity'. **Journal of Economic Surveys**; v. 13(5); p. 551-576; 1999.

HOLLAND, M; PEREIRA, P. L. V. Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**; v.53(3); p. 259-85; 1999.

JOHANSEN, S. 'Statistical analysis of cointegration vectors'. **Journal of Economical Dynamics and Control**; n. 12; p. 231-254; 1988.

JUVENAL, L.; TAYLOR, M.P. Threshold Adjustment of Deviations from the Law of One Price; **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**; v. 12(3); p. 1-44; 2008.

KANNEBLEY JÚNIOR, S. Paridade do Poder de Compra no Brasil: 1968 a 1994. **Estudos Econômicos**, São Paulo; v.33; p. 735-770; 2003.

KAPETANIOS, G., SHIN, Y., & SNELL, A. 'Testing for a unit root in a nonlinear STAR framework'. **Journal of Econometrics**; n. 112; p. 359-379; 2003.

KRUGMAN, P. Pricing to market when exchange rate changes. **NBER Working Paper**; n. 1926; 1986.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. Economia Internacional. 8. ed., São Paulo; **Pearson**; 2009.

LEÃO, R. P. F. A gestão da política cambial chinesa: As lições do período da crise financeira de 2008; **Boletim de Economia e Política Internacional - IPEA**; n. 4; 2010.

LEE, J; SRAZICICH, M. Minimum LM unit root test with two structural breaks. **Department of Economics, University of Central Florida**, Working paper; 1999.

MARÇAL, E; PEREIRA, P; FILHO, O. Paridade do Poder de Compra: Testando Dados Brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro; v. 57; n.1; p. 159-190; 2003.

MARQUES, A. M. Investigando a Hipótese da Paridade do Poder de Compra: Um Enfoque Não Linear. **Revista Econômica Contemporânea**, Rio de Janeiro; v. 15; n. 2; p. 296-321; 2011.

MEESE, R.; ROGOFF, K. 'Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample?'. **Journal of International Economics**, v. 14 (1-2); p. 3-24; 1983.

NG, S. e PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**; v. 69; n. 6; p. 1519-1554; 2001.

OFFICER, L.H. The relationship between absolute and relative purchasing power parity. **The Review of Economics and Statistics**; v. LX; p. 562–568; 1978.

OBSTFELD, M.; TAYLOR, A.M. "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited", **Journal of the Japanese and International Economies**; v. 11; p. 441-79; 1997.

PASTORE, A. C.; BLUM, B. S.; PINOTTI, M. C. Paridade do poder de compra, câmbio real e saldos comerciais. **Revista Brasileira de Economia**; v. 52; n. 3; p. 359-403; 1998.

PALAIA D.; HOLLAND M. Taxa de câmbio e paridade do poder de compra no Brasil: análise econométrica com quebra estrutural. **Economia Aplicada**; v. 14; n. 1; p. 5-24; 2010.

PERRONN, P; VOGELSANG T. J. 'Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity', **Journal of Business and Economic Statistics**; v. 10; p. 301–320; 1992.

PERRON, P; VOGELSANG, T. J. 'Testing for a unit root with a changing mean: Corrections and extensions'. **Journal of Business & Economic Statistics**; v. 10; p. 467–470; 1992.

PHILLIPS, P. C. B; PERRON, P. Testing for a unit root in a time series regression. **Biometrika**; v. 75; p. 335–346; 1998.

ROCHA, M; CURADO, M; DAMIANI, D. Taxa de câmbio real e o crescimento econômico: uma comparação entre economias emergentes e desenvolvidas. **Revista de Economia Política**; vol.31; nº 4(124); p. 528-550; 2011.

ROSSI, J. W. Determinação da taxa de câmbio: Testes empíricos para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**; v. 21; p. 397–412; 1991.

ROSSI, J. W. O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil; **Technical report**; IPEA; 1996.

SAMUELSON, P. Theoretical problems on trade problems. **Review of Economics and Statistics**; v. 46; p. 145-154; 1964.

SIMÕES, O. R.; MARÇAL, E. F. Agregação temporal e não-linearidade afetam os testes da paridade do poder de compra: evidência a partir de dados brasileiros. **Escola de Economia de São Paulo**; Texto para Discussão n. 310; 2012.

STOCK, J. H; WATSON, M. W. Econometria, **Addison Wesley**, São Paulo; 2004.

TAYLOR, A.M.; TAYLOR, M.P. 'The Purchasing Power Parity Debate', **Journal of Economic Perspectives**; v. 18(4); p. 135-158; 2004.

VASCONCELOS, C. R. F; VASCONCELOS, S. P; LIMA, R. C. Paridade de Poder de Compra: Um Teste de Co-integração para o Caso Brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza; v. 30; n. Especial 926-936; 1999.

VASCONCELOS, C. R. F; LIMA JÚNIOR, L. A. Validade da Paridade de Poder de Comprpa para Países Selecionados da América Latina: Teste de Raiz Unitária Linear e Não Linear. **Faculdade de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora**, Texto para Discussão nº 10, Minas Gerais; 2014.

WANZELLER, D; GADELHA, S. Paridade do Poder de Compra no Brasil: Uma Investigação Empírica. **Revista brasileira de economia de empresas**, Brasília; v. 14.2; p. 77-95; 2014.

ZINI-JR, A. A; CATI, R. R. C. Cointegração e taxa de câmbio: Testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. **Pesquisa e Planejamento Econômico**; v. 23(2); p. 349–74; 1993.

## Anexos

### Anexo 1 Demonstração da não estacionaridade de uma série que possui raiz unitária.

Neste anexo é apresentado a demonstração do por que uma série temporal que possua raiz unitária é conhecida como uma série temporal de caminho aleatório, ou não estacionária.

Suponha-se que  $\{u_t\}$  seja uma série aleatória com média  $\mu$  e uma variância  $\sigma^2$  constante e seja serialmente não correlacionada ( $\{\}$  indica uma série). Diz-se que a série  $\{Y_t\}$  é um caminho aleatório.

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

Nesse modelo, o valor de  $Y$  no instante  $t$  é igual a seu valor no instante  $t - 1$  mais um choque aleatório. Seja  $Y_0 = 0$  no instante  $t = 0$ , tal que

$$Y_1 = u_1$$

$$Y_2 = Y_1 + u_2 = u_1 + u_2$$

e em geral,

$$Y_t = \sum u_t$$

Logo,

$$E(Y_t) = E\left(\sum u_t\right) = t \cdot \mu$$

Da mesma maneira,

$$\text{var}(Y_t) = t \cdot \sigma^2$$

Uma vez que tanto a média como a variância de  $Y_t$  mudam com o tempo, os movimentos de afastamento da média são de caráter permanente, não se caracterizando como um processo estacionário (Gujarati, 2000).

## Anexo 2 Especificações do teste KPSS

Para testar a variância do passeio aleatório  $x_t$  do modelo,  $Y_t = \mu + \alpha t + x_t + u_t$  o procedimento normalmente usado é o seguinte:

- a) Estimar a série em análise contra as variáveis determinísticas:

$$Y_t = \mu + \alpha t + u_t$$

- b) Calcular os resíduos da regressão, em todo  $t$  :

$$\hat{u}_t = Y_t - \hat{\mu} - \hat{\alpha} t$$

- c) Definir a soma parcial dos resíduos:

$$S_t = \sum_{j=1}^t \hat{u}_j$$

- d) Usar teste de multiplicador de Lagrange, KPSS, assim estabelecido:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}^2}$$

em que  $\hat{\sigma}^2$  é a variância de longo prazo, onde estão incluídas todas as auto-covariâncias, definida como (veja a especificação desse cálculo em

$$\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^M \omega \left( \frac{j}{M+1} \right) \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2}{T}$$

Se  $Y_t$  é um processo estacionário, então  $S_t$  será  $I(1)$  e o numerador de  $KPSS$  é um estimador da variância de  $S_t$  que tem um limite assintótico. O termo no denominador garante que a distribuição é livre de ruídos. Agora, se  $Y_t$  é  $I(1)$ , o numerador vai crescer sem limites, o que faz a estatística crescer sem limites (R. L. S. Bueno, "Econometria de séries temporais", Cengage Learning, 2008, pp. 111-112).

### Anexo 3 Resultados numéricos para os testes de raiz unitária calculadas com IPC\*: Janeiro de 1999 a Outubro de 2017

		ADF			PP			ADFGLS			MZGLS			ERS			KPSS		
	Variáveis	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags
Argentina	$\varepsilon_{IGP-DI}$	1,957426	MAIC	11	2,407684	Newey-west	1	1,680035	MAIC	11	1,829690	MAIC	11	13,610580	MAIC	11	0,328705*	Newey-west	0
		3,5441**	MSIC	1	2,381293	Andrews	1	3,101497**	MSIC	1	2,306430	MSIC	1	8,840967	MSIC	1	0,14086***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	2,671996	MAIC	8	2,974951	Newey-west	1	2,750327***	MAIC	8	2,89715**	MAIC	8	5,560188**	MAIC	8	0,271645*	Newey-west	0
		3,77695**	MSIC	1	2,928406	Andrews	1	3,91088*	MSIC	1	3,01592**	MSIC	1	5,038689**	MSIC	1	0,133153***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	1,880346	MAIC	11	2,213319	Newey-west	1	2,072519	MAIC	4	2,164300	MAIC	4	21,301020	MAIC	11	0,326356*	Newey-west	0
		2,630872	MSIC	1	2,211087	Andrews	1	2,533604	MSIC	1	1,862430	MSIC	1	10,169350	MSIC	1	0,146705**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	2,746746	MAIC	8	3,015446	Newey-west	1	2,818024***	MAIC	8	3,00231**	MAIC	8	5,180383**	MAIC	8	0,262356*	Newey-west	0
		3,821006***	MSIC	1	2,968509	Andrews	1	3,944765*	MSIC	1	3,0713**	MSIC	1	4,856925**	MSIC	1	0,132562***	Andrews	0
China (Mainland)	$\varepsilon_{IGP-DI}$	2,076673	MAIC	1	1,797230	Newey-west	1	2,148111	MAIC	1	1,806050	MAIC	1	13,429840	MAIC	1	0,362288*	Newey-west	0
		2,076673	MSIC	1	1,774014	Andrews	1	2,148111	MSIC	1	1,806050	MSIC	1	13,429840	MSIC	1	0,141194***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	1,899800	MAIC	7	2,236353	Newey-west	1	1,908522	MAIC	7	1,989760	MAIC	7	11,377160	MAIC	7	0,288188*	Newey-west	0
		2,205251	MSIC	1	2,224652	Andrews	1	2,320035	MSIC	1	2,058330	MSIC	1	10,818390	MSIC	1	0,125263***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	2,123982	MAIC	1	1,595827	Newey-west	1	1,877824	MAIC	1	1,524600	MAIC	1	17,834290	MAIC	1	0,400688*	Newey-west	0
		2,123982	MSIC	1	1,565851	Andrews	1	1,877824	MSIC	1	1,524600	MSIC	1	17,834290	MSIC	1	0,152532**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	2,264436	MAIC	1	2,280002	Newey-west	1	1,961488	MAIC	7	2,059490	MAIC	7	10,234720	MAIC	1	0,284444*	Newey-west	0
		2,264436	MSIC	1	2,267042	Andrews	1	2,369964	MSIC	1	2,115800	MSIC	1	10,234720	MSIC	1	0,123717***	Andrews	0
Estados Unidos	$\varepsilon_{IGP-DI}$	1,381868	MAIC	7	1,816029	Newey-west	1	1,563747	MAIC	7	1,560790	MAIC	7	18,019770	MAIC	7	0,318811*	Newey-west	0
		1,660257	MSIC	1	1,760893	Andrews	1	1,900489	MSIC	1	1,656170	MSIC	1	16,031550	MSIC	1	0,138869***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	1,650620	MAIC	7	2,277902	Newey-west	1	1,469431	MAIC	7	1,491250	MAIC	7	20,293330	MAIC	7	0,250069*	Newey-west	0
		1,889790	MSIC	1	2,248109	Andrews	1	1,848567	MSIC	1	1,688290	MSIC	1	16,680860	MSIC	1	0,117836	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	1,298789	MAIC	7	1,510371	Newey-west	1	1,517156	MAIC	7	1,510780	MAIC	7	18,665390	MAIC	7	0,363976*	Newey-west	0
		1,622074	MSIC	1	1,431664	Andrews	1	1,836316	MSIC	1	1,551530	MSIC	1	16,940560	MSIC	1	0,159203**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	1,703198	MAIC	7	2,312358	Newey-west	1	1,500035	MAIC	7	1,530760	MAIC	7	19,209400	MAIC	7	0,246867*	Newey-west	0
		1,938730	MSIC	1	2,280670	Andrews	1	1,879549	MSIC	1	1,725150	MSIC	1	15,987700	MSIC	1	0,115527	Andrews	0

Fonte: cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos lags (defasagens) para o cálculo dos testes ADF, **ADFGLS**, **MZGLS** e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos lags foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

4. Todos os resultados estão em módulo.



## Anexo 4 Resultados numéricos para os testes de raiz unitária calculadas com IPA\*: Janeiro de 1999 a Outubro de 2017

	Variáveis	ADF			PP			ADF <sup>GLS</sup>			M <sup>Z</sup> GLS			ERS			KPSS		
		Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags
Argentina	$\varepsilon_{IGP-DI}$	-0.679276	MAIC	11	-2.355378	Newey-west	1	-1.235987	MAIC	11	-1.126870	MAIC	11	24.875110	MAIC	11	0.378112*	Newey-west	0
		-0.679276	MSIC	11	-2.272648	Andrews	1	-1.235987	MSIC	11	-1.126870	MSIC	11	24.875110	MSIC	11	0.145962***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	-1.363503	MAIC	11	3.231717***	Newey-west	1	-1.649471	MAIC	11	-1.538290	MAIC	11	13.742580	MAIC	11	0.276432*	Newey-west	0
		-1.363503	MSIC	11	-3.063025	Andrews	1	-2.123566	MSIC	8	-1.970980	MSIC	8	13.742580	MSIC	11	0.141958***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	-0.571149	MAIC	11	-1.938338	Newey-west	1	-0.804473	MAIC	11	-0.701500	MAIC	11	37.438830	MAIC	11	0.405201*	Newey-west	0
		-0.571149	MSIC	11	-1.852866	Andrews	1	2.642596***	MSIC	1	-2.140760	MSIC	1	37.438830	MSIC	11	0.157195**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	-1.451863	MAIC	11	-3.130832	Newey-west	1	-1.711061	MAIC	11	-1.589540	MAIC	11	12.539330	MAIC	11	0.26471*	Newey-west	0
		-1.451863	MSIC	11	3.304001***	Andrews	1	-2.217303	MSIC	8	-2.088500	MSIC	8	12.539330	MSIC	11	0.144771***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IGP-DI}$	-1.875632	MAIC	2	-1.966851	Newey-west	1	-1.885378	MAIC	2	-1.962040	MAIC	2	11.547650	MAIC	2	0.111788	Newey-west	0
		-1.642215	MSIC	0	-1.990664	Andrews	1	-1.641187	MSIC	0	-1.598060	MSIC	0	17.268680	MSIC	0	0.146237**	Andrews	0
China (Mainland)	$\varepsilon_{IPCA}$	-1.770413	MAIC	2	-1.879015	Newey-west	1	-1.863786	MAIC	2	-1.949930	MAIC	2	11.476750	MAIC	2	0.126606***	Newey-west	0
		-1.530750	MSIC	0	-1.904951	Andrews	1	-1.609523	MSIC	0	-1.571000	MSIC	0	16.767400	MSIC	0	0.155553*	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	-1.937760	MAIC	2	-2.013237	Newey-west	1	-1.885398	MAIC	2	-1.958440	MAIC	2	11.778870	MAIC	2	0.107606	Newey-west	0
		-1.695836	MSIC	0	-2.037124	Andrews	1	-1.634206	MSIC	0	-1.588080	MSIC	0	18.013510	MSIC	0	0.141568***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	-1.752821	MAIC	2	-1.874915	Newey-west	1	-1.851092	MAIC	2	-1.934720	MAIC	2	11.650070	MAIC	2	0.128703***	Newey-west	0
		-1.526599	MSIC	0	-1.901246	Andrews	1	-1.607168	MSIC	0	-1.568710	MSIC	0	16.766900	MSIC	0	0.155604**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IGP-DI}$	-1.465211	MAIC	7	-1.908528	Newey-west	1	-1.623400	MAIC	7	-1.612570	MAIC	7	16.997220	MAIC	7	0.318644*	Newey-west	0
		-1.828048	MSIC	1	-1.879424	Andrews	1	-2.016570	MSIC	1	-1.796790	MSIC	1	13.906470	MSIC	1	0.125545***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	-1.814113	MAIC	7	-2.474742	Newey-west	1	-1.518087	MAIC	7	-1.542780	MAIC	7	18.859720	MAIC	7	0.244467*	Newey-west	0
		-2.081664	MSIC	1	-2.423997	Andrews	1	-1.909305	MSIC	1	-1.771680	MSIC	1	15.350910	MSIC	1	0.107334	Andrews	0
Estados Unidos	$\varepsilon_{IPA}$	-1.325069	MAIC	7	-1.550910	Newey-west	1	-1.569896	MAIC	7	-1.545440	MAIC	7	17.941280	MAIC	7	0.368326*	Newey-west	0
		-1.381129	MSIC	0	-1.546982	Andrews	1	-1.492950	MSIC	0	-1.479760	MSIC	0	18.118570	MSIC	0	0.140005***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	-1.872421	MAIC	7	-2.492887	Newey-west	1	-1.550953	MAIC	7	-1.585010	MAIC	7	17.793370	MAIC	7	0.240452*	Newey-west	0
		-2.138812	MSIC	1	-2.460843	Andrews	1	-1.945633	MSIC	1	-1.812950	MSIC	1	14.666090	MSIC	1	0.105494	Andrews	0

Fonte: cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos lags (defasagens) para o cálculo dos testes ADF, ADF<sup>GLS</sup>, M<sup>Z</sup>GLS e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos lags foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

4. Todos os resultados estão em módulo.

## Anexo 5 Resultados numéricos para os testes de raiz unitária calculados com IPC\*: Maio de 2003 a Junho de 2008

	Variáveis	ADF			PP			ADF <sup>GLS</sup>			MZ <sup>GLS</sup>			ERS			KPSS		
		Estatística teste	Crítério de Informação	Lags	Estatística teste	Crítério de Informação	Lags	Estatística teste	Crítério de Informação	Lags	Estatística teste	Crítério de Informação	Lags	Estatística teste	Crítério de Informação	Lags	Estatística teste	Crítério de Informação	Lags
Argentina	$\varepsilon_{IGP-DI}$	2,243526	MAIC	0	2,327024	Newey-west	1	2,274733	MAIC	0	2,108540	MAIC	0	9,935529	MAIC	0	0.121762***	Newey-west	0
		2,274733	MSIC	0	2,423729	Andrews	1	2,274733	MSIC	0	2,108540	MSIC	0	9,935529	MSIC	0	0.089573	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	2,432851	MAIC	0	2,432851	Newey-west	1	2,322134	MAIC	0	2,147360	MAIC	0	9,539117	MAIC	0	0.057332	Newey-west	0
		2,278114	MSIC	0	2,399076	Andrews	1	2,322134	MSIC	0	2,147360	MSIC	0	9,539117	MSIC	0	0.043519	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	2,032408	MAIC	0	2,163701	Newey-west	1	2,078479	MAIC	0	1,950350	MAIC	0	11,446660	MAIC	0	0.128065***	Newey-west	0
		2,032408	MSIC	0	2,203165	Andrews	1	2,078479	MSIC	0	1,950350	MSIC	0	11,446660	MSIC	0	0.092915	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	2,359447	MAIC	0	2,521358	Newey-west	1	2,399946	MAIC	0	2,207800	MAIC	0	9,047320	MAIC	0	0.093839	Newey-west	0
		2,359447	MSIC	0	2,475625	Andrews	1	2,399946	MSIC	0	2,207800	MSIC	0	9,047320	MSIC	0	0.078722	Andrews	0
	$\varepsilon_{IGP-DI}$	1,730705	MAIC	0	1,817035	Newey-west	1	1,760741	MAIC	0	1,686350	MAIC	0	15,436980	MAIC	0	0.161329**	Newey-west	0
		1,730705	MSIC	0	1,836647	Andrews	1	1,760741	MSIC	0	1,686350	MSIC	0	15,436980	MSIC	0	0.121998***	Andrews	0
China (Mainland)	$\varepsilon_{IPCA}$	1,485082	MAIC	0	1,533793	Newey-west	1	1,539249	MAIC	0	1,487260	MAIC	0	18,965340	MAIC	0	0.152720**	Newey-west	0
		1,485082	MSIC	0	1,613384	Andrews	1	1,539249	MSIC	0	1,487260	MSIC	0	18,965340	MSIC	0	0.136303***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	1,783407	MAIC	0	1,783407	Newey-west	1	1,807046	MAIC	0	1,726610	MAIC	0	14,833210	MAIC	0	0.163356**	Newey-west	0
		1,783407	MSIC	0	1,887008	Andrews	1	1,807046	MSIC	0	1,726610	MSIC	0	14,833210	MSIC	0	0.119525***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	1,604323	MAIC	0	1,640666	Newey-west	1	1,640129	MAIC	0	1,576640	MAIC	0	17,294820	MAIC	0	0.144852***	Newey-west	0
		1,604323	MSIC	0	1,723498	Andrews	1	1,640129	MSIC	0	1,576640	MSIC	0	17,294820	MSIC	0	0.126900***	Andrews	0
	$\varepsilon_{IGP-DI}$	2,304428	MAIC	0	2,306331	Newey-west	1	2,268597	MAIC	0	2,092370	MAIC	0	10,387880	MAIC	0	0.101285	Newey-west	0
		2,304428	MSIC	0	2,304428	Andrews	1	2,268597	MSIC	0	2,092370	MSIC	0	10,387880	MSIC	0	0.084570	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	2,177300	MAIC	0	2,215764	Newey-west	1	2,095465	MAIC	0	1,950960	MAIC	0	12,171970	MAIC	0	0.099085	Newey-west	0
		2,177300	MSIC	0	2,226410	Andrews	1	2,095465	MSIC	0	1,950960	MSIC	0	12,171970	MSIC	0	0.089244	Andrews	0
Estados Unidos	$\varepsilon_{IPA}$	2,238277	MAIC	0	2,247553	Newey-west	1	2,218383	MAIC	0	2,050930	MAIC	0	10,700470	MAIC	0	0.105781	Newey-west	0
		2,238277	MSIC	0	2,238277	Andrews	1	2,218383	MSIC	0	2,050930	MSIC	0	10,700470	MSIC	0	0.085849	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	2,276808	MAIC	0	2,298987	Newey-west	1	2,168958	MAIC	0	2,006400	MAIC	0	11,637440	MAIC	0	0.095321	Newey-west	0
		2,276808	MSIC	0	2,276808	Andrews	1	2,168958	MSIC	0	2,006400	MSIC	0	11,637440	MSIC	0	0.080766	Andrews	0

Fonte: cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos lags (defasagens) para o cálculo dos testes ADF, ADF<sup>GLS</sup>, MZ<sup>GLS</sup> e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos lags foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

4. Todos os resultados estão em módulo.

## Anexo 6 Resultados numéricos para os testes de raiz unitária calculados com IPA\*: Maio de 2003 a Junho de 2008

	Testes	ADF			PP			$ADF^{GLS}$			$MZ^{GLS}$			ERS			KPSS		
	Variáveis	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags
Argentina	$\varepsilon_{IGP-DI}$	-2.268456	MAIC	0	-2.316070	Newey-west	1	-2.302730	MAIC	0	-2.132460	MAIC	0	9.715758	MAIC	0	0.146326**	Newey-west	0
		-2.268456	MSIC	0	-2.444766	Andrews	1	-2.302730	MSIC	0	-2.132460	MSIC	0	9.715758	MSIC	0	0.103765	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	-1.902214	MAIC	0	-1.973721	Newey-west	1	-1.954232	MAIC	0	-1.845870	MAIC	0	12.626870	MAIC	0	0.131367***	Newey-west	0
		-1.902214	MSIC	0	-1.972028	Andrews	1	-1.954232	MSIC	0	-1.845870	MSIC	0	12.626870	MSIC	0	0.106263	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	-2.239930	MAIC	0	-2.299253	Newey-west	1	-2.274633	MAIC	0	-2.110220	MAIC	0	9.917946	MAIC	0	0.144054***	Newey-west	0
		-2.239930	MSIC	0	-2.421410	Andrews	1	-2.274633	MSIC	0	-2.110220	MSIC	0	9.917946	MSIC	0	0.102502	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	-1.795964	MAIC	2	-2.140411	Newey-west	1	-1.800688	MAIC	2	-1.846390	MAIC	2	12.730600	MAIC	2	0.131595***	Newey-west	0
		-2.080283	MSIC	0	-2.138578	Andrews	1	-2.111346	MSIC	0	-1.975170	MSIC	0	11.246220	MSIC	0	0.099150	Andrews	0
	$\varepsilon_{IGP-DI}$	-2.813758	MAIC	0	-2.813758	Newey-west	1	-2.586142	MAIC	0	-2.313700	MAIC	0	9.191122	MAIC	0	0.076162	Newey-west	0
		-2.813758	MSIC	0	-2.813758	Andrews	1	-2.586142	MSIC	0	-2.313700	MSIC	0	9.191122	MSIC	0	0.065639	Andrews	0
Estados Unidos	$\varepsilon_{IPCA}$	-2.401796	MAIC	0	-2.410059	Newey-west	1	-2.197779	MAIC	0	-2.016470	MAIC	0	11.896830	MAIC	0	0.092921	Newey-west	0
		-2.401796	MSIC	0	-2.454756	Andrews	1	-2.197779	MSIC	0	-2.016470	MSIC	0	11.896830	MSIC	0	0.080929	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	-2.837416	MAIC	0	-2.843117	Newey-west	1	-2.611623	MAIC	0	-2.328320	MAIC	0	9.096269	MAIC	0	0.076971	Newey-west	0
		-2.837416	MSIC	0	-2.837416	Andrews	1	-2.611623	MSIC	0	-2.328320	MSIC	0	9.096269	MSIC	0	0.064869	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	-2.520526	MAIC	0	-2.521974	Newey-west	1	-2.274617	MAIC	0	-2.073910	MAIC	0	11.457080	MAIC	0	0.083118	Newey-west	0
		-2.520526	MSIC	0	-2.572776	Andrews	1	-2.274617	MSIC	0	-2.073910	MSIC	0	11.457080	MSIC	0	0.074838	Andrews	0

Fonte: cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos lags (defasagens) para o cálculo dos testes ADF,  $ADF^{GLS}$ ,  $MZ^{GLS}$  e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos lags foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

4. Todos os resultados estão em módulo.

## Anexo 7 Resultados numéricos para os testes de raiz unitária calculados com IPC\*: Outubro de 2009 a Julho de 2015

		ADF			PP			$ADF^{GLS}$			$\overline{MZ}^{GLS}$			ERS			KPSS		
	Variáveis	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags
China (Mainland)	$\varepsilon_{IGP-DI}$	1.005435	MAIC	0	1.225211	Newey-west	1	1.157731	MAIC	2	1.247900	MAIC	2	29.363930	MAIC	0	0,170952**	Newey-west	0
		1.005435	MSIC	0	1.220096	Andrews	1	0.909343	MSIC	0	0.808200	MSIC	0	29.363930	MSIC	0	0,184073**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	1.394646	MAIC	0	1.394646	Newey-west	1	1.294394	MAIC	0	1.192090	MAIC	0	21.351900	MAIC	0	0,141982***	Newey-west	0
		1.394646	MSIC	0	1.671877	Andrews	1	1.294394	MSIC	0	1.192090	MSIC	0	21.351900	MSIC	0	0,166288**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	0.849783	MAIC	0	0.988607	Newey-west	1	0.990870	MAIC	2	1.039350	MAIC	2	33.890540	MAIC	0	0,18212**	Newey-west	0
		0.849783	MSIC	0	1.033655	Andrews	1	0.752909	MSIC	0	0.647710	MSIC	0	33.890540	MSIC	0	0,193106**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	1.430638	MAIC	0	1.430638	Newey-west	1	1.563378	MAIC	2	1.718850	MAIC	2	21.054470	MAIC	0	0,140989***	Newey-west	0
		1.430638	MSIC	0	1.704446	Andrews	1	1.317216	MSIC	0	1.212130	MSIC	0	21.054470	MSIC	0	0,165048**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IGP-DI}$	0.824026	MAIC	0	0.884117	Newey-west	1	0.656854	MAIC	0	0.538200	MAIC	0	38.521520	MAIC	0	0,193862**	Newey-west	0
		0.824026	MSIC	0	0.921697	Andrews	1	0.656854	MSIC	0	0.538200	MSIC	0	38.521520	MSIC	0	0,196244**	Andrews	0
Estados Unidos	$\varepsilon_{IPCA}$	1.174196	MAIC	0	1.370479	Newey-west	1	1.009031	MAIC	0	0.901080	MAIC	0	27.937870	MAIC	0	0,17238**	Newey-west	0
		1.174196	MSIC	0	1.329554	Andrews	1	1.009031	MSIC	0	0.901080	MSIC	0	27.937870	MSIC	0	0,177173**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	0.699094	MAIC	0	0.675734	Newey-west	1	0.945234	MAIC	1	1.013890	MAIC	1	43.945430	MAIC	0	0,201392**	Newey-west	0
		0.699094	MSIC	0	0.781399	Andrews	1	0.527900	MSIC	0	0.402180	MSIC	0	43.945430	MSIC	0	0,212243**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	1.207728	MAIC	0	1.409932	Newey-west	1	1.027107	MAIC	0	0.916760	MAIC	0	27.628170	MAIC	0	0,172242**	Newey-west	0
		1.207728	MSIC	0	1.359603	Andrews	1	1.027107	MSIC	0	0.916760	MSIC	0	27.628170	MSIC	0	0,17433**	Andrews	0

Fonte: cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos lags (defasagens) para o cálculo dos testes ADF,  $ADF^{GLS}$ ,  $\overline{MZ}^{GLS}$  e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos lags foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

4. Todos os resultados estão em módulo.

## Anexo 8 Resultados numéricos para os testes de raiz unitária calculados com IPA\*: Outubro de 2009 a Julho de 2015

		ADF			PP			$ADF^{GLS}$			$MZ^{GLS}$			ERS			KPSS		
	Variáveis	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags
China (Mainland)	$\varepsilon_{IGP-DI}$	-1.883061	MAIC	0	-2.065239	Newey-west	1	-1.620486	MAIC	0	-1.471230	MAIC	0	17.897760	MAIC	0	0.116342	Newey-west	0
		-1.883061	MSIC	0	-2.057095	Andrews	1	-1.620486	MSIC	0	-1.471230	MSIC	0	17.897760	MSIC	0	0.156729**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	-2.202536	MAIC	0	-2.202536	Newey-west	1	-2.104103	MAIC	0	-1.927450	MAIC	0	11.935010	MAIC	0	0.073280	Newey-west	0
		-2.202536	MSIC	0	-2.471057	Andrews	1	-2.104103	MSIC	0	-1.927450	MSIC	0	11.935010	MSIC	0	0.114242	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	-1.749493	MAIC	0	-1.845270	Newey-west	1	-1.410780	MAIC	0	-1.262300	MAIC	0	21.665190	MAIC	0	0.136873***	Newey-west	0
		-1.749493	MSIC	0	-1.887696	Andrews	1	-1.410780	MSIC	0	-1.262300	MSIC	0	21.665190	MSIC	0	0.167912**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	-2.237462	MAIC	0	-2.237462	Newey-west	1	-2.141958	MAIC	0	-1.959670	MAIC	0	11.623800	MAIC	0	0.070482	Newey-west	0
		-2.237462	MSIC	0	-2.510817	Andrews	1	-2.141958	MSIC	0	-1.959670	MSIC	0	11.623800	MSIC	0	0.110221	Andrews	0
	$\varepsilon_{IGP-DI}$	-0.874989	MAIC	0	-0.946972	Newey-west	1	-0.789638	MAIC	0	-0.690320	MAIC	0	33.144080	MAIC	0	0.191186**	Newey-west	0
		-0.874989	MSIC	0	-0.986128	Andrews	1	-0.789638	MSIC	0	-0.690320	MSIC	0	33.144080	MSIC	0	0.191352**	Andrews	0
Estados Unidos	$\varepsilon_{IPCA}$	-1.250631	MAIC	0	-1.458388	Newey-west	1	-1.171257	MAIC	0	-1.076640	MAIC	0	23.616090	MAIC	0	0.167653**	Newey-west	0
		-1.250631	MSIC	0	-1.424624	Andrews	1	-1.171257	MSIC	0	-1.076640	MSIC	0	23.616090	MSIC	0	0.171568	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	-0.739621	MAIC	0	-0.719107	Newey-west	1	-0.647608	MAIC	0	-0.542370	MAIC	0	38.186110	MAIC	0	0.199349**	Newey-west	0
		-0.739621	MSIC	0	-0.833191	Andrews	1	-0.647608	MSIC	0	-0.542370	MSIC	0	38.186110	MSIC	0	0.204623**	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	-1.283944	MAIC	0	-1.499429	Newey-west	1	-1.190980	MAIC	0	-1.093810	MAIC	0	23.327800	MAIC	0	0.167417**	Newey-west	0
		-1.283944	MSIC	0	-1.456357	Andrews	1	-1.190980	MSIC	0	-1.093810	MSIC	0	23.327800	MSIC	0	0.168754**	Andrews	0

Fonte: cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos lags (defasagens) para o cômputo dos testes ADF,  $ADF^{GLS}$ ,  $MZ^{GLS}$  e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos lags foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

4. Todos os resultados estão em módulo.

## Anexo 9 Resultados numéricos para os testes de raiz unitária calculados com IPC\*: Julho de 2009 a Dezembro de 2013

	Variáveis	ADF			PP			$ADF^{GLS}$			$\overline{MZ}^{GLS}$			ERS			KPSS		
		Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags
Argentina	$\varepsilon_{IGP-DI}$	2,295167	MAIC	0	2,465103	Newey-west	1	1,896464	MAIC	0	1,701760	MAIC	0	18,087090	MAIC	0	0.139664***	Newey-west	0
		2,295167	MSIC	0	2,540454	Andrews	1	1,896464	MSIC	0	1,701760	MSIC	0	18,087090	MSIC	0	0.102574	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	2,374136	MAIC	0	2,650387	Newey-west	1	2,009178	MAIC	0	1,803300	MAIC	0	15,857660	MAIC	0	0.118544	Newey-west	0
		2,374136	MSIC	0	2,685584	Andrews	1	2,009178	MSIC	0	1,803300	MSIC	0	15,857660	MSIC	0	0.094281	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	2,228823	MAIC	0	2,387398	Newey-west	1	1,825652	MAIC	0	1,639220	MAIC	0	19,526070	MAIC	0	0.146316**	Newey-west	0
		2,228823	MSIC	0	2,456931	Andrews	1	1,825652	MSIC	0	1,639220	MSIC	0	19,526070	MSIC	0	0.092915	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	2,400520	MAIC	0	2,681062	Newey-west	1	2,024485	MAIC	0	1,814520	MAIC	0	5,106167**	MAIC	0	0.070310	Newey-west	0
		2,400520	MSIC	0	2,713789	Andrews	1	2,024485	MSIC	0	1,814520	MSIC	0	5,106167**	MSIC	0	0.067390	Andrews	0

Fonte: cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos *lags* (defasagens) para o cálculo dos testes ADF,  $ADF^{GLS}$ ,  $\overline{MZ}^{GLS}$  e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos *lags* foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

4. Todos os resultados estão em módulo.

## Anexo 10 Resultados numéricos para os testes de raiz unitária calculados com IPA\*: Julho de 2009 a Dezembro de 2013

	Teste	ADF			PP			$ADF^{GLS}$			$MZ^{GLS}$			ERS			KPSS		
	Variáveis	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags	Estatística teste	Critério de Informação	Lags
Argentina	$\varepsilon_{IGP-DI}$	-2.484781	MAIC	0	-2.747388	Newey-west	1	-1.329610	MAIC	4	-1.432730	MAIC	4	14.628950	MAIC	0	0.14992**	Newey-west	0
		-2.484781	MSIC	0	-2.731000	Andrews	1	-2.111067	MSIC	0	-1.887350	MSIC	0	14.628950	MSIC	0	0.110664	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPCA}$	-2.566081	MAIC	0	-2.843174	Newey-west	1	-1.579515	MAIC	4	-1.673970	MAIC	4	13.129230	MAIC	0	0.134121***	Newey-west	0
		-2.566081	MSIC	0	-2.884710	Andrews	1	-2.219921	MSIC	0	-1.979570	MSIC	0	13.129230	MSIC	0	0.102469	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPA}$	-2.401762	MAIC	0	-2.648673	Newey-west	1	-1.259086	MAIC	4	-1.378500	MAIC	4	15.808760	MAIC	0	0.156996**	Newey-west	0
		-2.401762	MSIC	0	-2.631512	Andrews	1	-2.025953	MSIC	0	-1.816340	MSIC	0	15.808760	MSIC	0	0.113006	Andrews	0
	$\varepsilon_{IPC}$	-2.604090	MAIC	0	-2.956166	Newey-west	1	-1.568355	MAIC	4	-1.666130	MAIC	0	12.911390	MAIC	0	0.136921***	Newey-west	0
		-2.604090	MSIC	0	-2.913207	Andrews	1	-2.248519	MSIC	0	-2.001000	MSIC	0	12.911390	MSIC	0	0.104688	Andrews	0

Fonte: cálculos da autora.

Notas:

1. As variáveis referem-se à taxa de câmbio real com o respectivo índice de preço doméstico utilizado.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A ordem dos lags (defasagens) para o cálculo dos testes ADF,  $ADF^{GLS}$ ,  $MZ^{GLS}$  e ERS foi escolhido de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC) e Schwarz modificado (MSIC), e, para os testes PP e KPSS, a ordem dos lags foi escolhida de acordo com o critério de Newey-West e Andrews, respectivamente.

3. Para a Argentina, os dados se limitam até Outubro de 2015 e para a China, os resultados para o IPA\*, o período total analisado se estende de Janeiro de 2010 a Outubro de 2017.

4. Todos os resultados estão em módulo.